

STUDI E RICERCHE

Argomento

000.

I lettori che desiderano informarsi
sui libri e sull'insieme delle attività della
Società editrice il Mulino
possono consultare il sito Internet:
www.mulino.it

DANIELE CHECCHI

DISUGUAGLIANZE DIVERSE

IL MULINO

ISBN 978-88-15-00000-0

Copyright © 0000 by Società editrice il Mulino, Bologna. Tutti i diritti sono riservati. Nessuna parte di questa pubblicazione può essere fotocopiata, riprodotta, archiviata, memorizzata o trasmessa in qualsiasi forma o mezzo – elettronico, meccanico, reprografico, digitale – se non nei termini previsti dalla legge che tutela il Diritto d’Autore. Per altre informazioni si veda il sito www.mulino.it/edizioni/fotocopie

INDICE

Prefazione, <i>di Andrea Brandolini</i>	p. 9
Introduzione, <i>di Daniele Checchi</i>	0
I. Le disuguaglianze nelle competenze scolastiche, <i>di Michele Braga e Antonio Filippin</i>	0
II. Le competenze nell'arco della vita, <i>di Daniele Checchi ed Elena Meschi</i>	0
III. Disuguaglianze nelle carriere lavorative, <i>di Gabriele Ballarino e Paolo Barbieri</i>	0
IV. Il cambiamento delle opportunità lavorative, <i>di Elisabetta Olivieri</i>	0
V. Le disuguaglianze di genere, <i>di Alessandra Casarico e Paola Profeta</i>	0
VI. La disuguaglianza dei redditi in Italia, <i>di Carlo V. Fiorio, Marco Leonardi e Francesco Scervini</i>	0
VII. Dinamiche distributive di lungo periodo in Italia: il ruolo dei top incomes, <i>di Elena Pisano</i>	0
VIII. Disuguaglianza e consumo, <i>di Tullio Jappelli, Immacolata Marino e Luigi Pistaferri</i>	0
IX. Ricchezza e disuguaglianza in Italia, <i>di Giovanni D'Alessio</i>	0
	5

X.	Classi sociali e abitazione in Italia, <i>di Marianna Filandri</i>	0
XI.	La tassazione dei redditi personali e la disuguaglianza negli ultimi decenni, <i>di Carlo Fiorio e Alessandro Santoro</i>	0
XII.	Disuguaglianze nell'accesso al welfare, <i>di David Benassi</i>	0
XIII.	Disuguaglianze e salute, <i>di Cinzia Di Novi, Massimiliano Piacenza e Gilberto Turati</i>	0
XIV.	Le disuguaglianze nella speranza di vita, <i>di Alfonso Rosolia</i>	0
XV.	Capitale sociale e disuguaglianza in Italia, <i>di Guido de Blasio e Giorgio Nuzzo</i>	0
XVI.	Partecipazione elettorale ed effetti delle disuguaglianze, <i>di Paolo Segatti e Francesco Scervini</i>	0
XVII.	Disuguaglianza dei redditi e propensione alla redistribuzione, <i>di Paolo Segatti e Francesco Scervini</i>	0
	Riferimenti bibliografici	0
	Autori	0

Ma chi te cride d'essere... nu ddio?
Ccà dinto, 'o vvuo capi, ca simmo eguale?..
...Muorto si' tu e muorto so' pur'io;
ognuno comme a 'na'ato é tale e quale».

A. De Curtis (in arte Totò), *A'livella*

Questo libro è dedicato a Gennaro Esposito, perché il progetto di ricerca è nato con quel nome, e così hanno continuato e continuano a chiamarlo gli autori di questo volume. ragioni editoriali hanno sconsigliato di pubblicarlo sotto questo pseudonimo, come avremmo desiderato. Ma chi è Gennaro Esposito? È un personaggio di fantasia, portato in vita da una famosa poesia scritta da Antonio De Curtis (in arte Totò) intitolata *A' livella*, la livella, strumento di lavoro dei muratori e anche simbolo massonico della conoscenza. La poesia descrive uno scambio di battute tra un nobile marchese e Gennaro Esposito, di professione netturbino, seppelliti uno di fianco all'altro, ma con profondo disgusto del primo. Ed è per l'appunto il secondo che esprime in modo sempre più deciso la verità fondamentale: *'A morte 'o ssaje che d'è?... È una livella. Sai cos'è la morte? L'Uguagliatrice*, risponderebbe la signorina Felicità, poesia altrettanto famosa di Guido Gozzano. Risponderemo noi in termini più moderni: lo strumento redistributivo di ultima istanza, che assicura la massima efficacia del risultato!

Nel progetto intitolato a Gennaro Esposito si raccoglie un gruppo di studiosi (economisti, sociologi, politologi) uniti dal comune interesse di ricerca sulle diverse dimensioni e i multiformi aspetti che assume la disuguaglianza nella vita delle persone, dalla culla ... alla bara (per l'appunto).

PREFAZIONE

Testo in arrivo

ANDREA BRANDOLINI

Le idee e le opinioni espresse in questo capitolo sono attribuibili al solo autore, e non coinvolgono la responsabilità dell'Istituto di appartenenza.

INTRODUZIONE

Dopo varie ipotesi, quella che ci è sembrata più convincente è questa: questo libro illustra come la disuguaglianza intersechi la vita degli italiani, dalla culla alla bara.

Disuguaglianza nelle capacità

1. Competenze scolastiche (Pirls/Pisa), Michela Braga e Antonio Filippin
2. Competenze per la vita (IALS-ALL), Daniele Checchi e Elena Meschi

Disuguaglianze nel mercato del lavoro

3. Le carriere lavorative, Gabriele Ballarino e Paolo Barbieri
4. La polarizzazione dell'occupazione, Elisabetta Olivieri
5. La disuguaglianza di genere, Alessandra Casarico e Paola Profeta

Disuguaglianze nei redditi

6. Disuguaglianza di reddito in Italia: analisi e trend, Carlo Fiorio, Marco Leonardi e Francesco Scervini
7. Top incomes, Elena Pisano
8. La dinamica della disuguaglianza dei consumi e dei redditi, Tullio Jappelli, Immacolata Marino e Luigi Pistaferri
9. Ricchezza e disuguaglianza, Giovanni D'Alessio
10. Classi sociali e abitazione in Italia, Marianna Filandri
11. Disuguaglianza nella tassazione ed evasione fiscale, Alessandro Santoro e Carlo Fiorio

Disuguaglianze nel benessere

12. Disuguaglianze e salute, Gilberto Turati e Massimiliano Piacenza

13. Istruzione, condizioni di salute e mortalità, Alfonso Rosolia
14. Capitale sociale e disuguaglianze in Italia, Guido De-Blasio e Giorgio Nuzzo
15. Voto e consapevolezza politica – Effetti delle disuguaglianze, Paolo Segatti e Francesco Scervini
16. Disuguaglianza di reddito e propensione alla redistribuzione, Paolo Segatti e Francesco Scervini

DANIELE CHECCHI

LE DISUGUAGLIANZE
NELLE COMPETENZE SCOLASTICHE

1. *Introduzione*

Lo strumento comunemente ritenuto capace di ridurre la disuguaglianza dei redditi e facilitare la mobilità sociale è l'investimento in capitale umano. Sulla base del livello di capitale umano disponibile è infatti possibile caratterizzare le prospettive di evoluzione di un'area geografica o di una popolazione nel breve e nel medio periodo. Parlando di capitale umano le due dimensioni cui comunemente ci si riferisce sono il livello di istruzione (in termini di anni di istruzione o titolo di studio) e il livello di competenze cognitive e non cognitive posseduto dalla popolazione di riferimento.

L'evoluzione nel corso del tempo dei differenziali territoriali del livello medio di istruzione è stata ampiamente studiata in ambito economico e sociologico. Le ricerche al momento disponibili mostrano tuttavia che il significativo miglioramento nel conseguimento di istruzione nell'arco del secolo scorso in Italia non si è tradotto in mobilità intergenerazionale nei redditi, la quale rimane estremamente bassa [Franzini e Raitano 2010; Piraino 2007; Mocetti 2007; Checchi *et al.* 2006].

In questo capitolo ci concentreremo sulle competenze raggiunte e non sui livelli di istruzione. La dotazione di competenze di cui dispone un dato territorio è di cruciale importanza per le sue prospettive di crescita. Lavori recenti hanno infatti dimostrato che i paesi in cui gli studenti e la popolazione adulta possiedono livelli di competenze maggiori sono anche quelli che ottengono tassi di crescita del prodotto pro capite più elevati [Hanushek e Wossmann 2007]. Sulla base di questi

Questo capitolo è di Michela Braga e Antonio Filippin, Università di Milano.

risultati, quantificare le competenze esistenti e monitorare la loro evoluzione nel tempo rappresentano due pre-requisiti essenziali per il disegno di politiche scolastiche tese a migliorare il processo formativo in una fase storica in cui la scolarizzazione di massa è ormai raggiunta e una quota sempre crescente della popolazione consegue un livello di istruzione terziaria.

L'analisi delle determinanti dello stock di competenze e la loro evoluzione è diventata possibile negli ultimi anni grazie alle indagini standardizzate effettuate a livello internazionale (Pirls, Timss, Pisa per la popolazione in età scolare e Ials/All per la popolazione adulta). Nella maggior parte delle classifiche redatte sulla base di tali indagini l'Italia si colloca in posizioni piuttosto basse. Questa caratteristica accomuna i paesi mediterranei e potrebbe essere semplicemente la conseguenza del tardivo processo di scolarizzazione. Tuttavia, quando si considerano le diverse aree del paese, si registrano notevoli differenze. Questo da un lato spinge a cercare spiegazioni che vadano oltre il tardivo processo di scolarizzazione e dall'altro impone di prestare la dovuta attenzione non solo ai livelli medi di competenze raggiunti a livello nazionale, ma anche al grado di disuguaglianza nella loro distribuzione.

In questo capitolo utilizzeremo i risultati di due test standardizzati a cui è stata sottoposta la coorte degli studenti italiani nati nel 1991 dapprima nel corso della scuola primaria (Pirls 2001) e successivamente della scuola secondaria (Pisa 2006) per documentare, l'evoluzione nel tempo dei differenziali territoriali nella distribuzione delle competenze nel nostro paese. Ci concentreremo non solo sull'andamento dei divari esistenti nei livelli di competenze tra diverse aree geografiche, ma studieremo anche il livello e l'evoluzione della disuguaglianza delle competenze all'interno delle varie aree. Il capitolo, con un approccio essenzialmente descrittivo, porrà anche l'accento sui differenziali di genere e studierà la correlazione tra livello e disuguaglianza dei risultati.

2. *I dati*

Il punto di partenza di quest'analisi è un fatto stilizzato già noto in letteratura [si veda ad esempio Bratti, Checchi e

Filippin 2007] ovvero che le competenze sono mediamente più basse nelle Isole, aumentano nelle regioni meridionali, crescono ulteriormente nel Centro e nel Nord-Ovest, raggiungono infine il massimo nel Nord-Est.

Nell'analizzare la disuguaglianza delle competenze sul territorio nazionale ragioneremo con un basso livello di disaggregazione (regionale o per macro aree) e proveremo a studiare l'evoluzione delle competenze nel passaggio dalla scuola primaria a quella secondaria. Per effettuare un'analisi di questo tipo l'ideale sarebbe poter disporre di dati di tipo longitudinale, che consentano di seguire nel tempo l'evoluzione degli apprendimenti di una data popolazione di studenti. Se infatti le prove cognitive fossero valutate su scale comparabili sarebbe possibile costruire delle curve di crescita individuali da cui desumere l'evoluzione delle competenze e della loro disuguaglianza.

Poiché dati di questo tipo non sono al momento disponibili nel nostro paese, percorreremo una via alternativa facendo ricorso a due rilevazioni effettuate in istanti temporali diversi su due campioni della stessa coorte di studenti nati nel 1991. A tale coorte di individui è stata somministrata nel 2001 la prova standardizzata Pirls e nel 2006 la prova standardizzata Pisa. Utilizzeremo quindi queste due indagini *cross-section* per creare uno *pseudo-panel*. L'idea sottostante questo approccio è che testando le competenze di un campione casuale rappresentativo estratto dalla popolazione studentesca di 10 anni nel 2001 e testando poi le competenze di un altro campione casuale rappresentativo della popolazione studentesca di 15 anni nel 2006, sia possibile ottenere stime consistenti delle competenze di tale coorte nel passaggio dalla scuola primaria a quella secondaria. Sebbene gli studenti testati nelle due indagini siano individui diversi, è possibile effettuare un confronto tra di essi nella misura in cui i due campioni sono rappresentativi della popolazione nata nel 1991. Affinché questi campioni siano rappresentativi occorre ovviamente che le popolazioni da cui sono estratte includano tutti gli individui in quella classe di età. Mentre nel caso degli alunni della scuola primaria questa ipotesi è assicurata da tassi di partecipazione superiori al 99%, nel caso della scuola secondaria di secondo grado questa ipotesi non è pienamente soddisfatta, in quanto il tasso di abbandono

a quindici anni è positivo. Se si utilizzano ad esempio i dati dell'indagine campionaria sulla partecipazione al mercato del lavoro (indagine Isfol Plus 2005), si scopre infatti che la quota di individui in età compresa tra 15 e 16 anni non iscritta a nessun ordine di scuola è pari al 5,37%. Occorre inoltre tenere in considerazione il fatto che in molte regioni il campione dell'indagine Pisa 2006 non ha incluso gli studenti iscritti alle scuole di formazione professionale regionali¹.

In aggiunta, non si deve dimenticare che, da un punto di vista statistico, i campioni Pirls e Pisa non sono perfettamente confrontabili. Il campione Pirls è infatti rappresentativo di un grado di istruzione (il quarto grado della scuola primaria) mentre il campione Pisa è rappresentativo di un'età (15 anni). In Italia la popolazione di riferimento per Pirls è quindi quella composta da tutti gli studenti di quarta elementare e questo, da un punto di vista teorico, potrebbe produrre un campione non rappresentativo della coorte del 1991, includendo sia bambini che hanno iniziato il corso di studi prima delle scadenze imposte dalla legge sia studenti ripetenti. Analizzando la distribuzione per età del campione dell'indagine Pirls, notiamo che la quota di ripetenti rispecchia le statistiche nazionali così come la quota di bambini nati nel 1992 che hanno frequentato la cosiddetta «primina»².

Simmetricamente, poiché l'indagine Pisa vuole fornire un quadro realistico dell'intera popolazione dei quindicenni che frequentano un'istituzione formativa, il campione italiano non include soltanto gli studenti iscritti in seconda superiore³ ma anche gli studenti in ritardo o pluribocciati iscritti alle scuole secondarie del primo ciclo e gli studenti in anticipo rispetto al loro piano di studi perché hanno iniziato la scuola prima. L'inclusione di studenti in ritardo o in anticipo rispetto al piano di studi canonico non è un aspetto problematico per la nostra analisi poiché, indipendentemente dalla classe frequen-

¹ Per un approfondimento sulla rappresentatività del campione Pisa 2006, si veda ad esempio Checchi e Redaelli [2010].

² I ripetenti sono circa l'1,7% del campione, mentre gli studenti in anticipo rispetto al loro piano di studi sono circa il 5,5%, concentrati prevalentemente nelle regioni meridionali.

³ Il campione include le scuole statali, le scuole paritarie e le scuole di formazione professionale a base regionale.

tata, la popolazione di riferimento è comunque la coorte nata nel 1991. Un limite di questa indagine è invece rappresentato dal fatto che non vengono considerati gli individui che non hanno proseguito dopo la scuola dell'obbligo. Nel valutare i risultati ottenuti dovremo quindi tenere conto del fatto che nel caso dell'indagine Pisa non stiamo considerando la parte di popolazione studentesca con le competenze presumibilmente peggiori.

Sulla base di queste osservazioni, nelle analisi che seguono utilizzeremo il campione completo Pisa 2006 mentre ci limiteremo a considerare il campione degli alunni nati nel 1991 nell'indagine Pirls 2001, in modo da confrontare effettivamente individui simili. In aggiunta, poiché nel campione Pirls 2001 non è presente la Valle d'Aosta, mentre in quello Pisa 2006 non è presente il Molise, nel presentare i risultati prenderemo in considerazione soltanto le 18 regioni che sono state oggetto di indagine in entrambe le rilevazioni.

L'indagine Pirls, condotta a cadenza quinquennale a partire dal 2001 dall'*International Association for the Evaluation of International Achievement* (Iea) in collaborazione con numerosi organismi e istituzioni nazionali e internazionali, misura le competenze di lettura (*reading literacy*) possedute dagli studenti al quarto anno del loro percorso scolastico obbligatorio. Poiché al quarto anno della scuola primaria i bambini dovrebbero già aver acquisito le tecniche di lettura, la rilevazione vuole valutare soprattutto la capacità di utilizzare la lettura come strumento funzionale all'apprendimento. In particolare, viene misurata l'abilità di interpretare e usare le forme di linguaggio scritto richieste dalla società attraverso la capacità di dare un significato a diversi tipi di testo.

L'indagine Pisa è invece condotta dall'Oecd ogni tre anni a partire dal 2000 e testa diverse aree di competenze cognitive dei quindicenni. Poiché la popolazione di riferimento include ragazzi che hanno appena terminato o stanno per terminare la scuola dell'obbligo, non vengono valutate mere competenze curriculari o intercurriculari quanto piuttosto la capacità di applicare le conoscenze e le competenze acquisite per risolvere problemi concreti che possono essere incontrati nella vita quotidiana. In particolare, vengono misurate le competenze di lettura (*reading literacy*), le competenze matematiche (*mathe-*

TAB. 1.1. *Le aree cognitive testate*

Pirls	Competenze medie	Lettura	Letteratura	Informazioni
Competenze medie	1			
Lettura	0,9848*	1		
Letteratura	0,9679*	0,9375*	1	
Informazioni	0,9624*	0,9333*	0,8786*	1

Pisa	Competenze medie	Lettura	Matematica	Scienze
Competenze medie	1			
Lettura	0,9149*	1		
Matematica	0,9261*	0,7315*	1	
Scienze	0,9566*	0,8104*	0,8723*	1

matical literacy), le competenze scientifiche (*science literacy*) e la capacità di risoluzione di problemi (*problem solving*).

Sebbene la correlazione tra le aree testate nelle singole indagini sia alta (tab. 1.1), per ragioni di comparabilità con il *dataset* Pirls, nella nostra analisi, ci focalizzeremo sulle sole competenze di lettura.

3. *Le competenze degli studenti*

In questa sezione forniremo dapprima una panoramica d'insieme sulle competenze degli studenti a 10 e 15 anni (par. 3.1), da cui emerge una conferma delle disuguaglianze territoriali già note in letteratura. Nel paragrafo 3.2 ci concentreremo sull'analisi della disuguaglianza all'interno delle aree territoriali e a livello di genere. Infine, nel paragrafo 3.3 evidenzieremo le correlazioni tra livelli e disuguaglianza nella performance degli studenti.

3.1. *Una panoramica d'insieme*

Iniziamo ad analizzare la distribuzione delle competenze linguistiche della coorte 1991 e la loro evoluzione su un arco temporale di 5 anni. Sia nell'indagine Pirls sia nell'indagine Pisa la media internazionale dei punteggi è stata posta conven-

zionalmente uguale a 500 con una deviazione standard di 100. Di conseguenza, non si può valutare l'evoluzione in termini assoluti, bensì solo relativamente agli altri paesi.

Se a 10 anni gli studenti italiani hanno una performance in lettura superiore alla media internazionali (548), il passaggio alla scuola secondaria segna un significativo peggioramento dei risultati della popolazione studentesca che si collocano al di sotto della media internazionale (469)⁴. In particolare, gli studenti italiani della scuola primaria si posizionano al decimo posto nella classifica internazionale dopo Stati Uniti e Inghilterra e prima di Germania e Francia. Nel complesso i risultati sono peggiori e con una maggiore variabilità al Sud rispetto al Nord. La variabilità territoriale aumenta nel passaggio alla scuola secondaria, quando l'Italia si trova solo al trentatreesimo posto preceduta da paesi bel lontani dal livello di sviluppo socioeconomico della nostra penisola. Regioni come il Friuli-Venezia Giulia o il Veneto ottengono risultati paragonabili ai paesi in cima alla graduatoria internazionale, mentre regioni come la Calabria ottengono un punteggio analogo a Thailandia e Messico. Il quadro d'insieme denota quindi un peggioramento medio nel passaggio dalla scuola primaria a quella secondaria superiore, accompagnato dal tradizionale divario tra Nord e Sud. Se analizziamo con un maggior dettaglio quello che accade sul territorio nazionale abbiamo la conferma che, come accade ad altri indicatori, l'Italia sembra essere caratterizzata da dinamiche di accumulazione del capitale umano piuttosto eterogenee. Le figure 1.1 e 1.2 mostrano la distribuzione regionale delle competenze della coorte nata nel 1991 a 10 anni e a 15 anni, rispettivamente. Sull'intero territorio nazionale il punteggio ottenuto dagli studenti a 10 anni è superiore alla media internazionale, mentre a 15 anni sono solo gli studenti di Friuli-Venezia Giulia, Veneto e Piemonte a ottenere risultati migliori della media internazionale. Parallelamente si osserva una maggior variabilità territoriale nel passaggio dalla scuola primaria a quella secondaria. Se proviamo, ad esempio, a calcolare il coefficiente di variazione delle competenze regionali a 10 anni esso è pari al 3%, mentre a 15 anni è pari al 7,5%.

⁴ Come già sottolineato in precedenza, questo risultato probabilmente sovrastima la media nazionale a causa dell'abbandono scolastico.

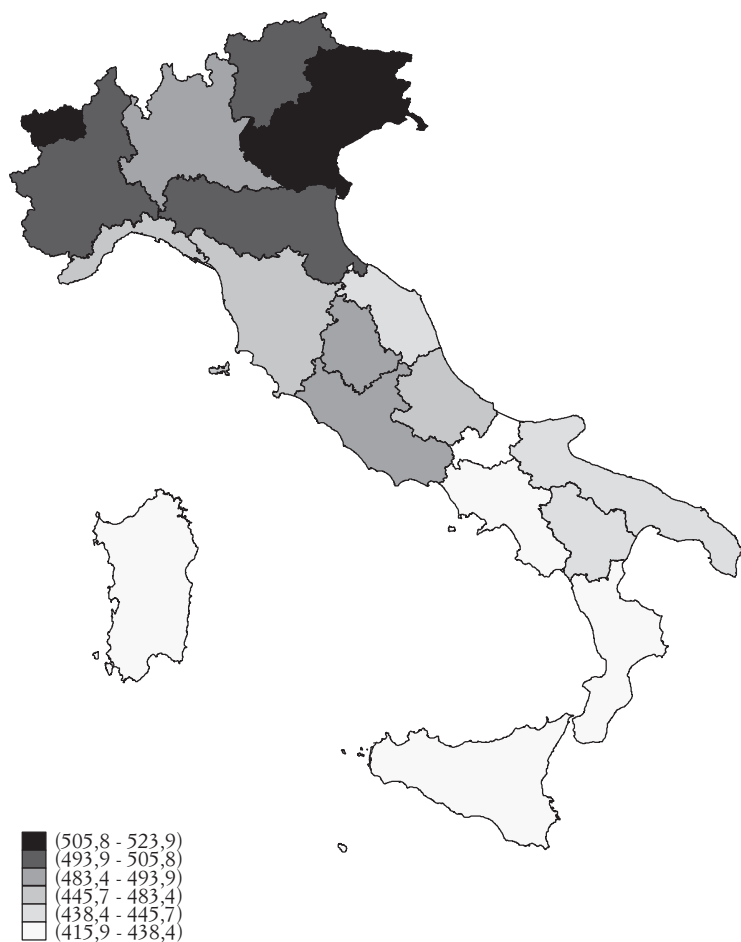


FIG. 1.1. Le competenze a 10 anni.

Sebbene a livello regionale emerge una chiara correlazione positiva tra i risultati ottenuti a 10 anni e a 15 anni (fig. 1.3), provando a fare una semplice graduatoria regionale sulla base del livello medio delle competenze si nota un quadro tutt'altro che statico. Solo tre regioni nella parte bassa della distribuzione non modificano la loro performance relativa (Basilicata, Sardegna e Calabria). L'Abruzzo che in Pirls è la migliore regione,

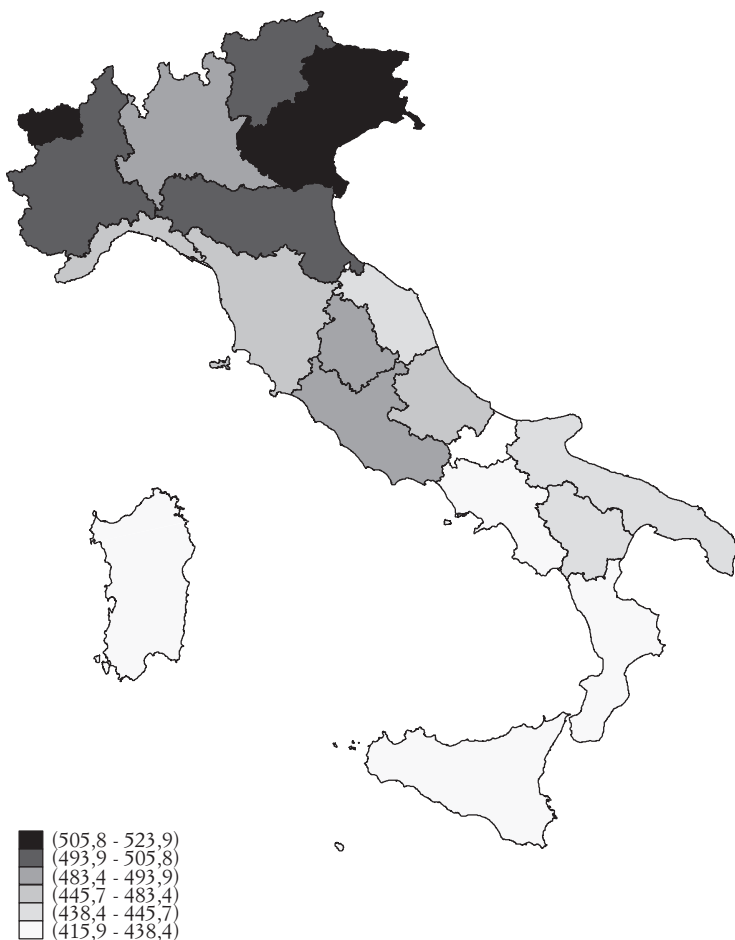


FIG. 1.2. Le competenze a 15 anni.

in Pisa si colloca al sedicesimo posto. La Liguria che in Pirls è la seconda migliore regione italiana, in Pisa si colloca solo al settimo posto. Gli studenti del Trentino-Alto Adige guadagnano ben dieci posizioni in cinque anni passando dal quindicesimo al quinto posto nella graduatoria nazionale. Gli studenti pugliesi migliorano la propria graduatoria di tre posizioni. Miglioramenti e peggioramenti relativi nella graduatoria nazionale si hanno

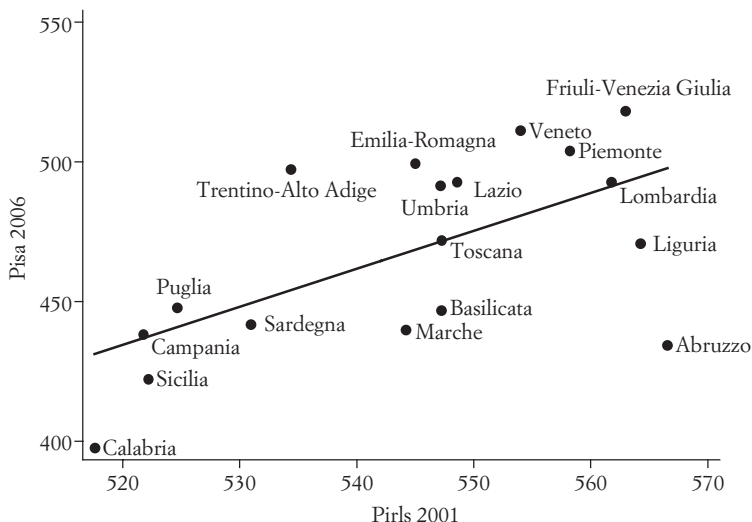


Fig. 1.3. Evoluzione territoriale delle competenze a 10 e 15 anni.

quindi sia tra le regioni settentrionali sia tra quelle meridionali. Nel complesso, però, sono le regioni settentrionali quelle che migliorano maggiormente la propria posizione guadagnando in media 2,7 posizioni, mentre quelle centrali ne guadagnano 0,5 e quelle meridionali ne perdono 1,7⁵.

Molteplici sono i fattori che concorrono alla formazione delle competenze individuali. La famiglia, la scuola, il contesto di riferimento e il gruppo dei pari contribuiscono direttamente, indirettamente, e tramite la loro interazione, alla determinazione dei risultati degli studenti. Ne consegue che gli stessi fattori concorrano a spiegare anche il livello e l'evoluzione dei divari territoriali.

Braga e Checchi [2010] sottolineano l'importanza dei sistemi scolastici regionali quantificando l'importanza dei sistemi formativi nel passaggio dalla scuola primaria a quella secondaria con una metodologia del valore aggiunto. Essi mostrano che è possibile identificare una dualità nel sistema scolastico italiano

⁵ Analoghi risultati emergono in Cipollone *et al.* [2010], nel passaggio tra la prima e la terza classe della scuola secondaria di secondo grado.

sulla base della direttrice Nord-Sud, ma allo stesso tempo che i divari territoriali nel corso della carriera scolastica sembrano essere persistenti. Nello specifico, regredendo le competenze di una regione nella scuola secondaria (gli *output*) sulle competenze di quella stessa regione nella scuola primaria (gli *input*) e confrontando i valori predetti con i valori osservati è possibile distinguere tra regioni a valore aggiunto positivo e regioni a valore aggiunto negativo. In Italia sono le regioni settentrionali che generano un valore aggiunto positivo, ovvero sono quelle che, dato il livello iniziale degli alunni, fanno registrare un guadagno di apprendimento maggiore rispetto a regioni dotate di una distribuzione di competenze iniziale analoga. Tuttavia, la persistenza pressoché unitaria nella dotazione di competenze a livello regionale misurata a cinque anni di distanza suggerisce anche l'esistenza di fattori strutturali che sono trasversali ai diversi livelli scolastici. Distinguendo quindi tra regioni a valore aggiunto positivo e regioni a valore aggiunto negativo è possibile stimare il contributo dei fattori individuali, familiari e ambientali alla determinazione delle competenze individuali. I risultati dell'analisi mostrano che le regioni virtuose, quelle che sono in grado di generare un valore aggiunto positivo, riescono ad attenuare il peso relativo delle caratteristiche di contesto e di background nella determinazione del livello di competenze, mentre le regioni a valore aggiunto negativo sono quelle caratterizzate da un sistema scolastico in cui le caratteristiche familiari esercitano un maggiore impatto sulla formazione delle competenze.

Le cause dei divari territoriali non sono dunque da ricercare esclusivamente all'interno del sistema scolastico. Un ruolo cruciale è rivestito anche dall'ambiente socioeconomico e dal contesto in cui le scuole e gli studenti si collocano. Utilizzando i dati dell'indagine Pisa 2003, Bratti, Checchi e Filippin [2007] mostrano come la distribuzione a livello provinciale delle competenze dipenda non solo da caratteristiche individuali, familiari o scolastiche, ma anche da fattori territoriali e ambientali. Ad esempio, le condizioni del mercato del lavoro o il livello di criminalità sono in grado di spiegare circa il 20% della varianza dei risultati. Un mercato del lavoro stagnante ha un effetto deprimente sul rendimento dell'istruzione e riduce quindi sia l'incentivo ad accumulare competenze sia le aspirazioni degli

studenti. Se questo è il meccanismo sottostante, il rischio è evidentemente di trovarsi in un circolo vizioso in cui ai minori incentivi provenienti dal mercato del lavoro corrispondono livelli insufficienti di capitale umano, che perpetuano e tendono ad acuire i divari territoriali esistenti.

3.2. La disuguaglianza delle competenze

Dopo aver considerato i differenziali nei livelli di competenze tra le diverse aree del paese come primo indicatore della disuguaglianza esistente sul territorio italiano, in questo paragrafo analizzeremo più nel dettaglio il grado e l'evoluzione della disuguaglianza anche all'interno delle singole aree utilizzando degli indici di disuguaglianza.

In letteratura sono disponibili diversi indici di disuguaglianza, ognuno dei quali in grado di catturare aspetti diversi del fenomeno. Consapevoli dei limiti connessi con il suo utilizzo ci concentreremo sull'indice di Gini che, considerando una variabile ordinabile X , è definito come

$$G = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |X_i - X_j|$$

dove i e j sono due generici individui, n è il numero di individui nella popolazione, μ è la media della variabile di interesse X . L'indice è una misura di concentrazione che varia tra 0, nel caso in cui la disuguaglianza sia minima, e 1, nel caso in cui la disuguaglianza sia massima. L'indice di Gini costruito sul livello di competenze, in termini intuitivi, ci permette di misurare la differenza percentuale media nel livello di competenze tra due individui estratti causalmente dalla popolazione.

La disuguaglianza media a 10 anni è pari a 0,067 senza che emergano differenze significative tra i sessi. Poiché le competenze dipendono in modo imprescindibile dalle caratteristiche socioeconomiche del nucleo familiare e delle caratteristiche della scuola, abbiamo provato a depurare per questi due effetti. Come ci si sarebbe aspettati, al netto dell'effetto esercitato dal *background* familiare la disuguaglianza si riduce passando a 0,059 e si riduce ulteriormente, arrivando a 0,051 se si consi-

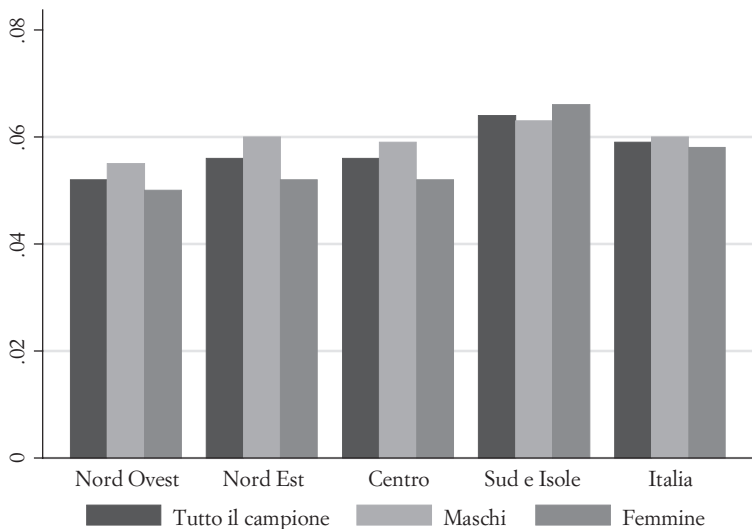


FIG. 1.4. La disuguaglianza territoriale tra i generi a 10 anni al netto del background.

dera anche l'effetto fisso della scuola. Diversamente da quanto accade nel resto della penisola, solo al Sud la disuguaglianza è lievemente superiore per le femmine rispetto che tra i maschi e questo differenziale permane anche depurando per l'effetto esercitato dall'eterogeneità del *background* familiare (fig. 1.4) e della scuola. Non vi è molta variabilità territoriale nella disuguaglianza: il coefficiente di variazione è nell'ordine del 8,7% e si riduce al 2,4% depurando le competenze dal *background* familiare e dalle caratteristiche fisse della scuola.

Si osserva invece un significativo aumento nella disuguaglianza a 15 anni: a livello nazionale infatti l'indice di Gini raddoppia passando a 0,12. L'aumento maggiore si registra per i maschi per i quali la disuguaglianza delle competenze è pari a 0,13 mentre per le femmine è pari a 0,106. Anche in questo caso, depurando le competenze individuali dalle caratteristiche osservabili di *background* familiare si osserva una riduzione della disuguaglianza che passa a 0,11 (fig. 1.5). Se si considerano anche le caratteristiche fisse della scuola la disuguaglianza scende a 0,087. La variabilità territoriale della disuguaglianza risulta essere maggiore nel passaggio alla scuola secondaria: il

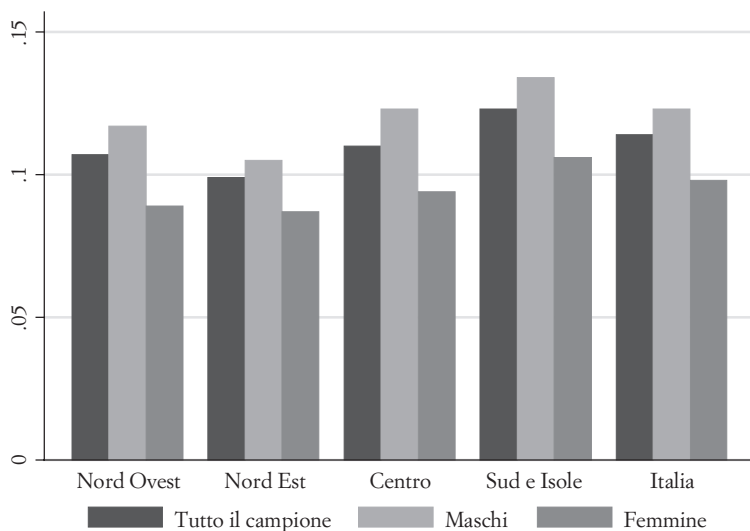


FIG. 1.5. La disuguaglianza territoriale tra i generi a 15 anni al netto del background.

coefficiente di variazione è infatti 0,092 e rimane pressoché costante anche quando vengono prese in considerazione le caratteristiche osservabili del contesto familiare. La variabilità territoriale della disuguaglianza scende invece a 0,052 se si considerano le caratteristiche fisse della scuola frequentata.

Sia nell'indagine Pirls sia in modo ancora più marcato nell'indagine Pisa la disuguaglianza risulta crescente sulla direttrice Nord-Sud. Oltre ai divari territoriali, nel passaggio dalla scuola primaria a quella secondaria si allargano notevolmente i divari tra i due sessi. Se in media a 10 anni non emergono differenze statisticamente significative nella disuguaglianza tra maschi e femmine, cinque anni più tardi la disuguaglianza nella distribuzione delle competenze tra i maschi è molto maggiore.

L'incremento della disuguaglianza nel passaggio dalla scuola primaria a quella secondaria si osserva sull'intero territorio nazionale e non emerge una chiara correlazione geografica tra la disuguaglianza nella scuola primaria e quella nella scuola secondaria (fig. 1.6). Ciò è dovuto al fatto che ci sono molte regioni che sperimentano variazioni alquanto diverse, pur

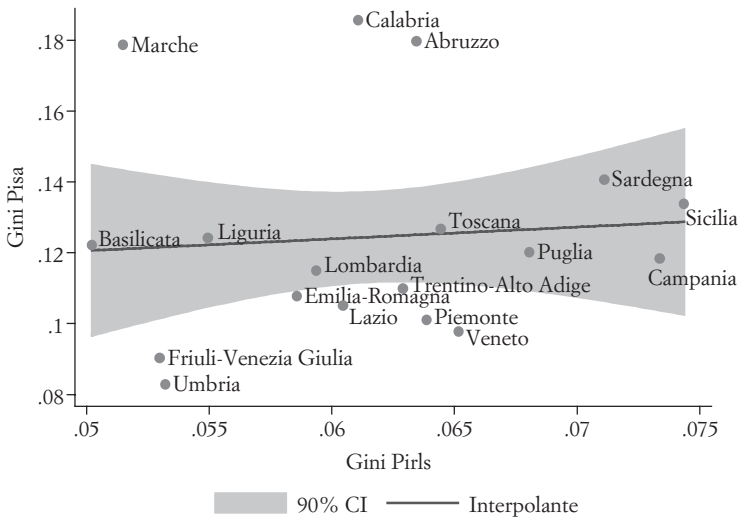


FIG. 1.6. Evoluzione territoriale della disuguaglianza.

all'interno dell'usuale dicotomia tra Nord e Sud. Tra le regioni meno disuguali nella scuola primaria si trovano infatti sia il Friuli-Venezia Giulia e la Liguria, sia la Basilicata e le Marche; così come tra le regioni più disuguali si trovano il Trentino-Alto Adige e il Veneto ma anche la Sicilia e la Sardegna. La scuola secondaria produce risultati relativamente meno disuguali al Nord, lievemente più disuguali al Centro e ancora più disuguali al Sud. Sebbene la disuguaglianza aumenti sull'intero territorio nazionale, si osservano tassi di variazione molto diversi. Se in Veneto o in Trentino-Alto Adige la disuguaglianza delle competenze aumenta del 48%, in Emilia-Romagna l'incremento è nell'ordine dell'84%, in Calabria del 197% e nelle Marche addirittura del 240%. In media nelle regioni settentrionali la disuguaglianza aumenta del 105%, nelle regioni centrali del 91% e in quelle meridionali del 116%.

Per quanto riguarda le competenze degli studenti quindicenni un ruolo centrale è certamente rappresentato dal tipo di scuola, sebbene la scelta del tipo di scuola risenta fortemente del problema dell'autoselezione, per cui riscontrare differenze nei livelli delle competenze tra licei e scuole professionali non

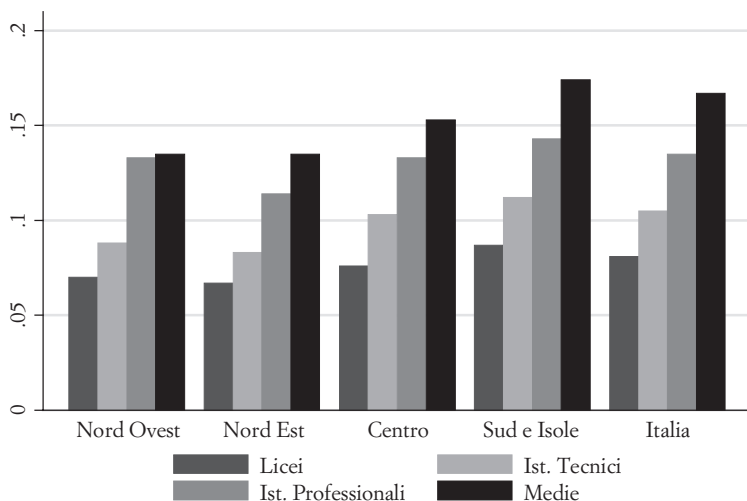


FIG. 1.7. La disuguaglianza territoriale tra scuole.

deve sorprendere. Meno scontato è invece riscontrare che i diversi indirizzi di studio abbiano caratteristiche distinte anche dal punto di vista dell'eterogeneità. La disuguaglianza nelle competenze è infatti sistematicamente più bassa nella popolazione studentesca dei licei, seguita da quella degli istituti tecnici, da quella degli istituti professionali e infine da quella delle scuole medie inferiori. Tuttavia, considerando i risultati prodotti dai diversi tipi di scuole nelle diverse aree del paese notiamo che la disuguaglianza aumenta in modo sistematico secondo la direttrice Nord-Sud (fig. 1.7). In media, ad esempio, la disuguaglianza tra gli studenti dei licei del Nord-Est è pari a 0,067, mentre tra quelli del Sud è pari a 0,089. Tuttavia, anche i differenziali nella disuguaglianza tra scuole sono minori nelle regioni settentrionali rispetto a quelle delle regioni meridionali. Se, in media, nelle regioni meridionali la differenza percentuale nella disuguaglianza delle competenze tra i quindicenni dei licei e quelli degli istituti professionali nell'ordine del $-22,6\%$, il gap è inferiore nel Nord-Est e nel Nord-Ovest (-19%).

3.3. Livelli e disuguaglianza: le regioni peggiori sono anche le più disuguali?

Dall'analisi nella sezione precedente emerge che le regioni meridionali, caratterizzate da una performance peggiore, sono anche quelle in cui c'è più disuguaglianza, contraddicendo il sentire comune che tende ad associare povertà ad uguaglianza e ricchezza a disuguaglianza. Sembra quindi non esistere un *trade-off* nel caso dell'acquisizione di competenze in Italia, come sarebbe invece il caso qualora il prezzo di risultati mediamente migliori fosse una maggiore disuguaglianza.

Analizzando la correlazione tra livelli e disuguaglianza dei risultati scolastici abbiamo una conferma diretta del fatto che un simile *trade-off* non sia presente in Italia, come si evince dalle figure 1.8 e 1.9. Sia nei dati Pirls sia in modo ancora più marcato nei dati Pisa esiste infatti una chiara correlazione negativa tra la disuguaglianza così come misurata dall'indice Gini e la *performance* scolastica. In altre parole, le regioni nelle quali gli studenti hanno punteggi inferiori sono anche quelle in cui maggiore è la dispersione nei risultati e, in entrambi i casi, si tratta tipicamente delle regioni meridionali.

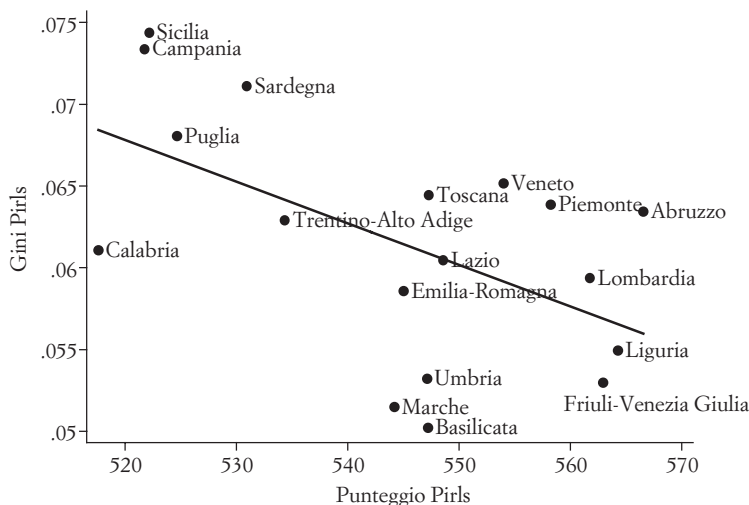


FIG. 1.8. Competenze e disuguaglianza a 10 anni.

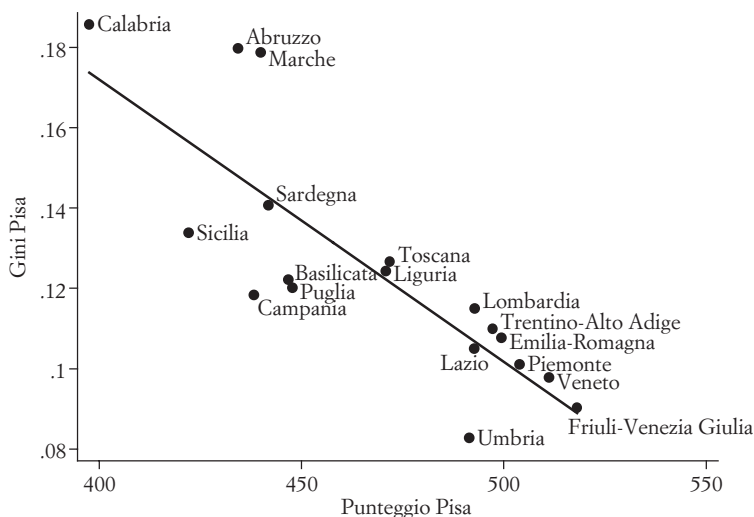


FIG. 1.9. Competenze e disuguaglianza a 10 anni.

Per avere un ordine di grandezza facilmente comprensibile e per ricavare ulteriori indicazioni circa questo fenomeno abbiamo suddiviso gli studenti all'interno di ciascuna area territoriale in quartili, e abbiamo successivamente confrontato le differenze territoriali tra quartili (tabb. 1.2 e 1.3). A titolo di

TAB. 1.2. *Livelli e differenze di risultati Pirls tra Nord e Sud per quartili*

Quartile per aree	Punteggio Pirls (media grezza Nord-Sud)	Differenziale Nord-Sud (%)
4	616,986	18,92 (3,06)
3	567,494	28,81 (5,07)
2	526,590	30,91 (5,86)
1	457,029	35,36 (7,73)

TAB. 1.3. *Livelli e differenze di risultati Pisa tra Nord e Sud per quartili*

Quartile per aree	Punteggio Pisa (media grezza Nord-Sud)	Differenziale Nord-Sud (%)
4	593,440	54 (9,1)
3	516,148	63,06 (12,1)
2	453,253	67,32 (14,9)
1	345,291	76,11 (22,1)

esempio, considerando la riga che si riferisce al quarto quartile significa che stiamo confrontando il 25% degli studenti migliori nel Nord con il 25% degli studenti migliori al Sud, il primo quartile riguarda il 25% peggiore e così via. Oltre a quantificare i differenziali, questo esercizio consente anche di vedere se le differenze geografiche sono uniformemente distribuite o se sono invece concentrate tra gli studenti più o meno capaci.

Ciò che emerge è che i differenziali territoriali non solo si osservano sempre, senza eccezioni, ma anche che tendono ad allargarsi nel tempo, infatti sono sistematicamente maggiori nei dati Pisa che nei dati Pirls *ceteris paribus*. Essi però non sono uniformemente distribuiti poiché, di nuovo, si riscontra una sistematica correlazione inversa tra livello della performance e disuguaglianza. Se infatti i risultati al Nord sono regolarmente migliori che al sud, si nota immediatamente che tali differenze si allargano man mano che ci spostiamo verso i quartili peggiori. Merita sottolineare come il gap cresca non solo in termini percentuali ma addirittura assoluti man mano che ci spostiamo verso gli studenti meno abili.

Abbiamo ripetuto questo esercizio anche lungo la dimensione di genere, suddividendo cioè in quartili i maschi e le femmine. In questo caso si nota come solo nel caso di Pisa emergano differenziali significativi (tabb. 1.4 e 1.5).

TAB. 1.4. *Livelli e differenze di risultati Pirls tra maschi e femmine per quartili*

Quartile per genere	Punteggio Pirls (media grezza uomini e donne)	Differenziale di genere (%)
4	618,312	3,89 (0,69)
3	568,109	9,46 (1,66)
2	526,357	13,25 (2,51)
1	455,323	10,09 (2,22)

TAB. 1.5. *Livelli e differenze di risultati Pisa tra maschi e femmine per quartili*

Quartile per genere	Punteggio Pisa (media grezza uomini e donne)	Differenziale di genere (%)
4	596,207	29,81 (4,99)
3	517,087	40,54 (7,84)
2	451,377	47,59 (10,54)
1	343,504	55,04 (16,02)

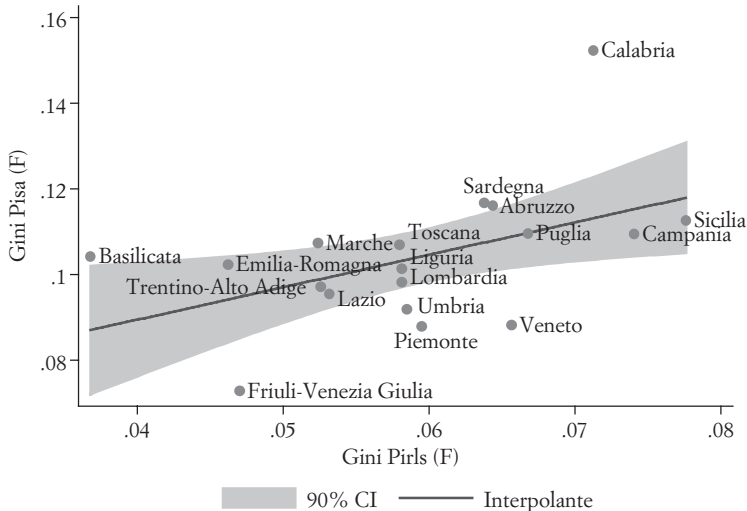


FIG. 1.10. Evoluzione territoriale della disuguaglianza, femmine.

Ancora una volta, disuguaglianza e livello dei risultati covariano in maniera inversa. Mentre tra gli studenti migliori la differenza tra maschi e femmine è relativamente bassa, man mano che ci spostiamo verso i quartili peggiori notiamo come anche in questo caso i differenziali tra femmine e maschi aumentino non solo in termini relativi ma addirittura assoluti.

Abbiamo in questo modo abbozzato due tratti (maschio e del Sud) della fisionomia dello studente che in media risulta più problematico, e che dovrebbe essere il target di eventuali politiche scolastiche che, se efficaci, raggiungerebbero contemporaneamente il doppio risultato di aumentare le competenze medie da un lato e di ridurre la disuguaglianza dall'altro. Tuttavia, non sembra facile raggiungere un simile risultato anche perché, diversamente da quanto accade per i livelli, l'evoluzione nel tempo della disuguaglianza risulta meno stabile nel caso dei maschi. Mentre infatti nel caso delle femmine la disuguaglianza a livello territoriale a 10 anni predice significativamente quella cinque anni più tardi (fig. 1.10), la stessa cosa non succede per i maschi (fig. 1.11). Le regioni nelle quali in media si registra una minor disuguaglianza nelle competenze delle femmine a 10 anni sono quelle in cui la disuguaglianza è minore anche

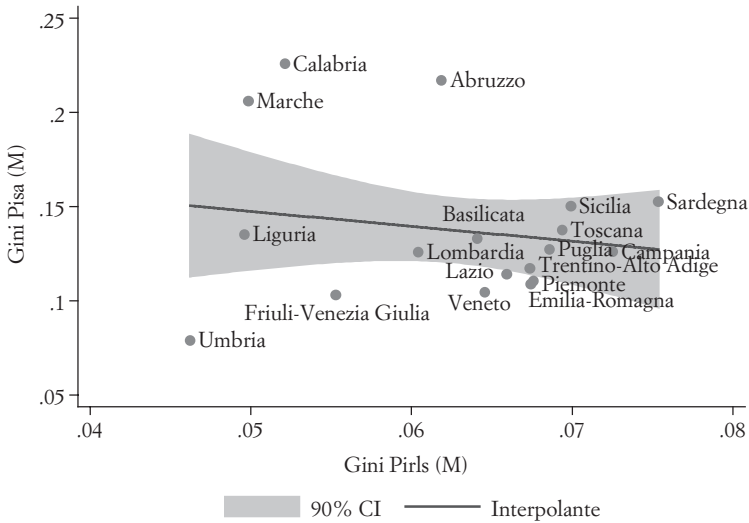


FIG. 1.11. Evoluzione territoriale della disuguaglianza, sotto campione maschi.

nella scuola secondaria. Al contrario, per i maschi l'incremento della disuguaglianza nel corso delle due rilevazioni segue un profilo territoriale ortogonale al livello di partenza. Insieme al fatto che differenziali di genere emergano solo nella scuola secondaria, ciò suggerisce l'esistenza di un qualche fattore che entra in gioco soltanto in un secondo momento e che influenza principalmente, ma in modo scarsamente prevedibile, una parte dei maschi. Un possibile candidato potrebbe essere lo sviluppo ormonale, almeno stando all'evidenza fornita da Lehrer *et al.* [2004] che mostra come il testosterone risulti responsabile dell'incremento delle attività a rischio in età adolescenziale. Se questo fosse effettivamente il motivo, eventuali politiche tese a migliorare i risultati scolastici degli studenti «a rischio» potrebbero solo intervenire a valle della causa. Ciò nonostante, anche se la causa ultima del basso rendimento fosse biologica, eventuali segnali di problemi comportamentali che si associano ad un peggior profitto scolastico potrebbero essere oggetto di politiche di sostegno a patto che siano tempestive e mirate allo studente come persona e non semplicemente intese come supporto a livello cognitivo.

4. Conclusioni

In questo capitolo abbiamo affrontato, con un approccio prevalentemente descrittivo, il tema delle competenze degli studenti italiani, focalizzandoci sull'analisi della loro disuguaglianza. Ci siamo avvalsi di due *dataset* provenienti da indagini internazionali sulle competenze degli studenti (Pirls 2001 e Pisa 2006) che testano in momenti successivi le capacità di lettura di due campioni distinti della coorte dei nati nel 1991.

All'interno di un trend negativo che vede gli studenti italiani perdere numerose posizioni nel confronto internazionale tra la rilevazione del 2001 e quella del 2006, emergono alcuni fatti stilizzati meritevoli di essere sottolineati:

1) Coerentemente con l'evidenza già disponibile in letteratura, i dati mostrano che la performance media nasconde differenziali molto pronunciati tra diverse aree del territorio nazionale.

2) Esiste un divario Nord-Sud anche a livello di distribuzione delle competenze all'interno delle singole macroaree, con le regioni meridionali caratterizzate da maggiore disuguaglianza sia a livello di scuola primaria sia, soprattutto, di scuola secondaria anche al netto dell'effetto dello status socioeconomico della famiglia.

3) Lungo la dimensione di genere divari significativi si riscontrano solo tra i quindicenni, ma non nella scuola primaria.

4) Esiste una sistematica correlazione tra bassi livelli medi e maggiore disuguaglianza nella distribuzione delle competenze: ogniqualevolta esiste un gap significativo, sia a livello territoriale che di genere.

La crescente disuguaglianza che si riscontra al diminuire dei livelli indica come nel caso italiano i problemi maggiori provengano dagli studenti con le competenze minori. In Italia non mancano studenti caratterizzati da livelli eccellenti di competenze. Tuttavia, ce ne sono molti (per non dire troppi) che invece mostrano un'accumulazione di competenze insufficiente per un paese che si annovera tra quelli sviluppati. Riuscire ad intervenire migliorando la *performance* di questi studenti consentirebbe quindi di raggiungere contemporaneamente sia l'obiettivo di migliorare i risultati medi sia quello di ridurre la disuguaglianza.

Sfortunatamente, questo lavoro non consente di fornire indicazioni per prevedere con precisione su quali studenti intervenire con congruo anticipo fornendo loro politiche di sostegno che prevengano il manifestarsi di percorsi problematici di accumulazione di competenze. Più semplicemente, da questa analisi emergono due tratti, maschio e proveniente dalle regioni meridionali, che caratterizzano l'identikit dello studente che più frequentemente incontriamo nella coda sinistra della distribuzione delle competenze, senza che questo ovviamente significhi che queste siano condizioni sufficienti né tantomeno necessarie.

Il sistema scolastico dovrebbe costituire l'osservatorio ideale per intercettare i primi segnali di difficoltà nell'accumulazione delle competenze, in modo da poter intervenire per tempo su tali studenti con adeguati programmi di sostegno. Le alternative sono solo quelle di agire dopo che i problemi si sono pienamente manifestati, cosa sicuramente molto più costosa e probabilmente molto meno fruttuosa, oppure di continuare ad osservare passivamente l'esistenza di una frazione tutt'altro che trascurabile di studenti caratterizzata da livelli di competenze non compatibili con quelli che dovrebbero caratterizzare un paese sviluppato.

LE COMPETENZE NELL'ARCO DELLA VITA

1. *Come si formano le competenze*

Così come nel capitolo precedente abbiamo analizzato la distribuzione delle competenze nella popolazione studentesca, in questo capitolo analizziamo la distribuzione delle stesse nella popolazione italiana adulta. Una popolazione adulta differisce da quella giovanile per almeno tre caratteristiche essenziali: presenta diversità nei livelli di scolarità gli individui sono riusciti a raggiungere, partecipa in modo differenziato al mercato del lavoro e include al suo interno anche gli individui più anziani, che possono subire un decadimento delle proprie competenze a causa dell'invecchiamento. Questi tre elementi (età, istruzione e partecipazione al mercato del lavoro) si intrecciano con le circostanze preesistenti all'individuo (in particolare il livello di istruzione dei propri genitori), fornendo quindi un quadro complesso in cui cercheremo di rintracciare alcune regolarità.

Per questa analisi ci avvaliamo dell'indagine All (*Adult Literacy and Life skill survey*), condotta nel 2003 da un consorzio di paesi sotto il coordinamento di Statistics Canada [Oecd-Statistics Canada 2006; Gallina 2006]. Si tratta della seconda indagine su scala internazionale rivolta agli adulti, dopo quella condotta nel periodo 1994-1998 (nota con l'acronimo Ials, *International Adult Literacy Survey*). L'Italia ha partecipato ad entrambe le rilevazioni, ma noi ci soffermeremo sulla seconda in quanto estende l'ambito delle competenze rilevate. Mentre l'indagine Ials di focalizzava sulle competenze di natura linguistico-letteraria (*literacy*), l'indagine All estende l'ambito

Questo capitolo è di Daniele Checchi e Elena Meschi (Università di Milano).

anche alla comprensione della dimensione quantitativa (*numeracy e problem solving*)¹. Agli individui intervistati vengono sottoposti dei test, la cui valutazione permette di attribuire a ciascuno un punteggio compreso tra 0 e 500, che misura il livello di competenza per ciascuna area. L'intervista avviene a casa, senza un limite di tempo prefissato, al fine di ottenere il livello più elevato di prestazione possibile.

In tutti i casi si tratta quindi di competenze funzionali, che non hanno necessaria connessione con percorsi scolastici specifici, ma prendono come riferimento situazioni della vita quotidiana. Inoltre, a differenza dell'istruzione formale, che tende a fissarsi una volta completato il percorso scolastico, il livello di competenze può sia aumentare che diminuire, a seconda dell'esercizio o meno che ne venga richiesto dalle circostanze della vita. Ovviamente individui più giovani, più istruiti e/o provenienti da ambienti familiari più istruiti, accumulano più competenze a parità di circostanze esterne. Poiché parliamo quindi di capacità accumulabili, viene facilmente la tentazione di utilizzare il paradigma del capitale umano per analizzarne l'impatto sul benessere individuale e sulla performance nel mercato del lavoro, i due concetti tendendosi a sovrapporre nella mente di un economista. Le indicazioni di politiche che se ne ricavano puntano decisamente nella direzione della formazione permanente (*life long learning*).

¹ Per una definizione più precisa si veda la seguente citazione tratta da Gallina [2007], che ricalca Oecd-Statistics Canada 2006: «Letteratismo non è definibile come una specifica competenza che una persona possiede o non possiede, ma è un insieme complesso di competenze/abilità, richieste nei diversi contesti in cui la vita adulta si realizza, e in particolare:

– *prose ability e document literacy*, competenza alfabetica funzionale relativa alla comprensione di testi in prosa e formati quali grafici e tabelle; capacità di utilizzare testi stampati e scritti necessari per interagire con efficacia nei contesti sociali di riferimento, raggiungere i propri obiettivi, migliorare le proprie conoscenze ed accrescere le proprie potenzialità;

– *numeracy*, competenza matematica funzionale; capacità di utilizzare in modo efficace strumenti matematici nei diversi contesti in cui se ne richiede l'applicazione (rappresentazioni dirette, simboli, formule, che modellizzano relazioni tra grandezze o variabili);

– *problem solving*, capacità di analisi e soluzione di problemi; il *problem solving* rileva l'attività ragionativa in azione, il pensiero orientato al raggiungimento di uno scopo in una situazione in cui non esiste una procedura di soluzione precostituita» [Gallina 2007].

Il questionario sottoposto agli intervistati è molto ricco di informazioni sulla loro carriera scolastica, sull'ambiente familiare di provenienza (titolo di studio e occupazione dei genitori, presenza di libri in casa) e su quello corrente (residenza urbana, stato matrimoniale, presenza di figli), sulla carriera lavorativa (tipo di occupazione, ore lavorate e retribuzione) ma anche sul loro benessere (stato di salute, soddisfazione nella vita, interazioni sociali). Questo ci permette quindi di esplorare quali siano le variabili principali secondo cui si distribuiscono le competenze. In tabella 2.1 riportiamo i punteggi mediani² corrispondenti ad alcune caratteristiche del campione. A partire da essa possiamo fare alcune osservazioni generali: innanzitutto che le competenze tendono a svilupparsi e mantenersi congiuntamente: le competenze di comprensione testuale sono quelle più correlate tra loro (il coefficiente di correlazione tra *prose ability* e *document literacy* è pari a 0,94), mentre quelle quantitative sono meno correlate sia con le competenze letterarie (il coefficiente di correlazione di *numeracy* con le due precedenti è rispettivamente 0,85 e 0,87) che tra di loro (il coefficiente di correlazione tra *numeracy* e *problem solving* è pari a 0,78). Le diverse aree di competenza rappresentano quindi un fenomeno multidimensionale, anche se che per esigenze di sintesi nelle elaborazioni del paragrafo successivo ci restringeremo all'utilizzo di una misura sintetica che chiamiamo *talento*³. Questa misura ha per costruzione la proprietà di avere media nulla e deviazione standard unitaria⁴.

Osservando innanzitutto le differenze di genere, notiamo che a livello mediano le donne hanno dei livelli di competenza più bassi su tutte le aree, ma questo è principalmente dovuto al fatto che nelle coorti d'età più anziane i livelli di scolarità delle donne erano più bassi. Se infatti ci concentriamo sulla parte più

² Si definisce come valore mediano quel valore che si colloca al centro della distribuzione, tale per cui metà del campione ha valori più alti e l'altra metà valori più bassi.

³ Si tratta della prima componente principale estratta con l'analisi fattoriale dai punteggi delle quattro aree di competenza. Esso spiega l'89% della varianza complessiva delle variabili originarie, ed è ovviamente l'unica associata ad un auto valore superiore all'unità.

⁴ Una deviazione standard di talento corrisponde a circa 50 punti di punteggio nelle competenze originarie.

Tab. 2.1. *Punteggi medi delle 4 aree di competenza, secondo alcune caratteristiche degli intervistati. Indagine All, Italia 2003, pesti cam-pionari*

	Prose ability	Document literacy	Numeracy	Problem solving	Talento	Numero casi
Uomini	230,76	232,28	240,94	226,72	0,07	3.254
Donne	230,93	224,05	228,69	222,07	-0,06	3.599
Età 16-25	245,46	245,09	242,22	240,77	0,31	1.263
Età 26-35	240,29	239,55	244,44	235,59	0,23	1.333
Età 36-45	231,59	230,16	238,58	226,28	0,04	1.474
Età 46-55	225,56	222,03	230,13	217,94	-0,10	1.344
Età 56-65	201,93	201,75	213,32	193,21	-0,58	1.439
Studio intervistato: media o inferiore	210,74	207,76	216,38	202,78	-0,42	3.576
Studio intervistato: superiore	250,34	246,61	252,37	246,70	0,41	2.569
Studio intervistato: università	268,00	269,75	269,45	254,48	0,76	708
Non occupato	221,57	215,86	222,67	213,78	-0,24	3.248
Occupato	236,12	235,38	243,82	232,65	0,17	3.605
Studio padre: media o inferiore	225,12	222,19	229,23	219,26	-0,11	5.413
Studio padre: superiore	254,29	255,24	255,48	250,04	0,51	991
Studio padre: università	267,65	263,81	267,81	262,00	0,73	297
Totale	230,87	227,42	234,87	224,15	0,00	6.853

giovane del campione (fino a 45 anni) le donne hanno punteggi mediamente più alti di quelli degli uomini (in tutte le aree entro i 25 anni, nella *prose ability* soltanto successivamente). Se poi vogliamo tenere anche conto della diversa partecipazione al mercato del lavoro (come l'analisi multivariata ci permette di fare), allora l'essere donna è associato ad uno svantaggio nella *prose ability* e ad uno svantaggio nella *document literacy* e nella *numeracy*, mentre invece i generi si equivalgono sull'ultima area, quella del *problem solving*.

Restando sempre sulla tabella 2.1, osserviamo come il livello di competenza declini significativamente con l'età, in particolare nell'ultima coorte. Per contro si osserva come la fascia giovanile, in buona parte ancora a scuola, registra i punteggi più elevati. Il declino sembra più pronunciato nell'area del *problem solving* e meno accentuato (o, se si preferisce, ritardato) nell'area delle competenze numeriche.

Ovviamente le competenze sono più elevate al crescere dell'istruzione dell'intervistato, con un divario tra chi è laureato e chi ha al meglio completato l'obbligo che supera la deviazione standard. Ma quello che è più interessante è che chi ha studiato non perde competenze con il trascorrere dell'età. La figura 2.1 ricostruisce il profilo temporale delle competenze secondo l'età degli intervistati ed il loro titolo di studio, e con molta cautela può essere interpretato come indicazione dell'evoluzione delle competenze nell'arco della vita⁵. Essa ci dice che chi consegue una formazione a livello terziario non subisce i morsi dell'età, almeno per quanto riguarda i livelli di competenza. Anzi, l'ingresso nel mercato del lavoro, plausibilmente in occupazioni di maggior responsabilità (o quanto meno con mansioni di maggior contenuto intellettuale), favorisce lo sviluppo di ulteriori competenze, almeno fino a oltre i quarant'anni. Per contrasto, colpisce l'evoluzione di chi è arrivato al massimo alla licenza media, che sperimenta un declino da subito delle proprie competenze, e dopo i trenta anni è solo capace di

⁵ Il problema nasce dalla natura cross-sezionale dei dati, che noi si vorrebbe interpretare in chiave longitudinale. Questo sarebbe legittimo se tutte le coorti fossero vissute in ambienti simili, facendo esperienze simili e ricevendo istruzione corrispondente a ciascun titolo di studio di qualità equivalente. È ovvio quindi che ci muoviamo per approssimazioni.

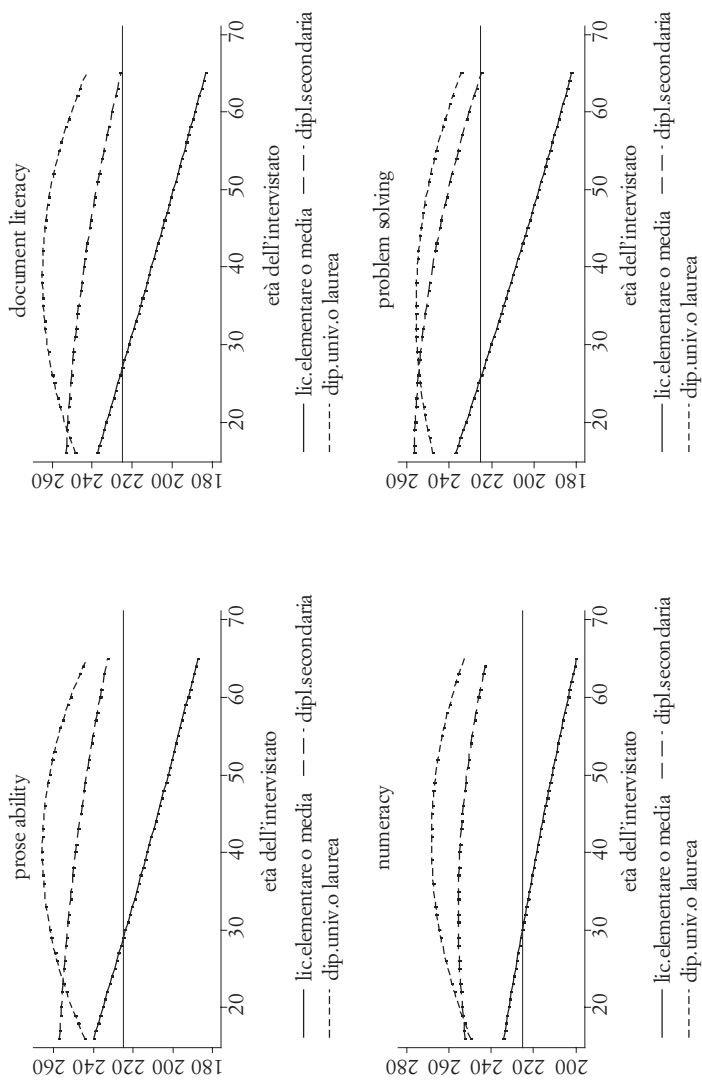


FIG. 2.1. Evoluzione (media) delle competenze nell'arco della vita, per livello di studio conseguito dagli intervistati. Indagine All, Italia 2003.

svolgere compiti elementari (soglia fissata convenzionalmente in 225/250 da Oecd-Statistics Canada 2006).

Sappiamo bene come il conseguimento di istruzione sia il complesso risultato di capacità ed impegno individuale, combinati con scelte di investimento familiare. Quelle che la letteratura definisce come circostanze, di cui l'individuo non porta responsabilità o merito, si riferiscono a caratteristiche pre-esistenti alla nascita ed indipendenti dalla volontà individuale. Possiamo sicuramente classificare in questa categoria le informazioni relative all'ambiente familiare (convenzionalmente riferite a quando l'intervistato aveva 16 anni), quali l'istruzione e l'occupazione dei genitori. Sempre da tabella 2.1 si evince facilmente che individui provenienti da famiglie più istruite (qui misurate per brevità dall'istruzione del padre) hanno livelli di competenza più elevati. Tuttavia questo è almeno in parte il riflesso indiretto della associazione positiva tra istruzione dei genitori e istruzione dei figli: quello che a noi interessa è invece verificare qual è l'impatto residuale delle origini familiari, al netto cioè delle scelte scolastiche compiute dall'intervistato. Per rispondere a questa domanda facciamo innanzitutto riferimento alla figura 2.2, che riporta la distribuzione del livello della competenza alfabetica (*prose ability*) per ciascun livello di istruzione raggiunto (qui misurato in anni di scuola, per tener conto anche dei percorsi interrotti) e per tre fasce di scolarità del proprio genitore. Ciascuna barra scura racchiude la metà della popolazione (secondo e terzo quartile), indicando altresì la posizione del punteggio mediano. Per semplificare il grafico abbiamo escluso tutti gli individui che non abbiano completato l'obbligo. In questa figura si nota chiaramente come l'istruzione conseguita accresca significativamente le competenze per coloro che provengono da ambienti culturalmente più deboli (padri senza titolo o con licenza elementare/media), mentre diventi irrilevante ai fini della formazione delle competenze quando si considerino i figli dei genitori laureati. L'essere cresciuti in un ambiente colto trasmette in modo quasi impercettibile le competenze di tipo letterario (quali ricchezza di vocabolario, strutture grammaticali e logiche complesse) che avvantaggiano nella comprensione di testi complessi⁶. Dobbiamo però far rile-

⁶ Troppo facile citare in questo contesto don Lorenzo Milani in *Lettera*

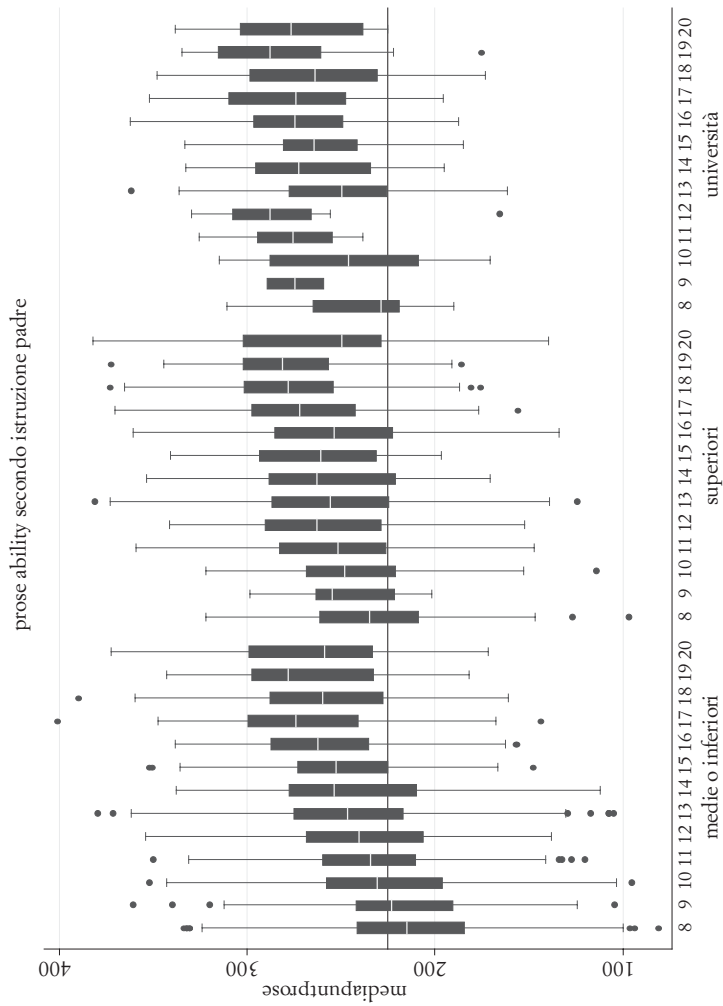


FIG. 2.2. Distribuzione delle competenze di prose ability per titolo di studio del padre e anni di scolarità dell'intervistato. Indagine ALL, Italia 2003.

TAB. 2.2. *Punteggi mediani dell'indicatore sintetico delle aree di competenza (talento), secondo alcune caratteristiche degli intervistati. Indagine All, Italia 2003, pesi campionari*

Titolo di studio del figlio → Titolo di studio del padre ↓	Media o inferiore	Secondaria	Università	Totale
Media o inferiore	-0,48	0,35	0,71	-0,11
Secondaria	0,27	0,57	0,74	0,51
Università	0,72	0,66	0,91	0,73
Totale	-0,42	0,41	0,76	0,00

vare che non si tratta di un fenomeno limitato alle competenze linguistiche, anche se in questa area di competenze il fenomeno è macroscopico. Se consideriamo l'indicatore sintetico delle quattro aree di competenza e ne osserviamo la distribuzione per titolo di studio di padri e figli, otteniamo tabella 2.2. Ricordando che tale indice ha un valore normalizzato ad una media di zero, si nota facilmente che i figli poco istruiti di genitori poco istruiti (cella in alto a sinistra) hanno il livello di competenze più basso (-0,48, pari a mezza deviazione standard), mentre la situazione opposta è registrata per i figli laureati di genitori laureati (cella in basso a destra, con valore mediano registrato di +0,91, pari quasi a una deviazione standard). Quello che è più sorprendente è che laurearsi provenendo da genitori poco istruiti (cella in alto a destra - valore +0,71) permette di raggiungere un livello di competenze equivalenti a quelle ottenute dal figlio poco istruito di un genitore laureato. Come a dire che, per quanto sforzo si faccia nell'acquisire istruzione, al meglio si riesce a compensare il divario alla nascita.

Analisi econometriche più rigorose delle determinanti delle competenze⁷ ci dicono che effettivamente ambiente familiare e

a una professoressa: «Voi dite che Pierino del dottore scrive bene. Per forza, parla come voi. Appartiene alla ditta. Invece la lingua che parla e scrive Gianni è quella del suo babbo. Quando Gianni era piccino chiamava la radio lalla. E il babbo serio: - Non si dice lalla, si dice aradio. Ora, se è possibile, è bene che Gianni impari a dire anche radio. La vostra lingua potrebbe fargli comodo. Ma intanto non potete cacciarlo dalla scuola» [*ivi*, 19].

⁷ Si tratta di stime OLS che controllano per età (lineare e al quadrato), genere, nascita estera, titolo di studio di padre e madre, residenza urbana, anni di istruzione, accesso alla formazione negli ultimi 12 mesi ed effetti fissi regionali. Il commento nel testo si basa sul fatto che l'interazione tra anni di

proprie scelte di istruzione agiscono come fattori parzialmente sostitutivi, in quanto l'uno può parzialmente compensare le carenze dell'altro, pur riducendone l'efficacia: se sono già figlio di genitori laureati, laureandomi a mia volta non incrementerò il mio livello di competenze come avrei fatto se fossi stato figlio di genitori non istruiti (si riveda al riguardo la fig. 2.2). E analogamente: se sono laureato le mie origini familiari sono meno rilevanti nel determinare i miei livelli di competenza, rispetto a quanto invece accadrebbe se io avessi come unico titolo di studio la licenza media.

Questo risultato può dare origine a letture sia ottimistiche sia pessimistiche. Nel primo caso si potrà sostenere che grazie all'istruzione si azzerano i divari legati alle origini sociali; nel secondo caso si potrà sostenere che la persistenza intergenerazionale nei livelli di istruzione è più resistente del merito e dell'impegno profuso dai singoli. Noi propendiamo per un lettura ottimistica, per i motivi seguenti. Abbiamo visto che le competenze sono correlate con almeno tre dimensioni degli individui: età, ambiente familiare ed istruzione⁸. E abbiamo anche visto che l'istruzione attenua l'effetto disugualizzante che età e origini sociali producono nella formazione delle competenze. Possiamo domandarci come cambierebbe la distribuzione delle competenze se il mondo fosse andato diversamente, ed

istruzione propria e livello di istruzione del padre ottiene un segno negativo e significativo all'1%, sia per ciascuna area di competenza sia per l'indicatore sintetico. Il modello lineare stimato permette anche di calcolare la pendenza del sottostante isoquante, ovvero il «saggio marginale di sostituzione tecnica» che assicura un livello costante di competenze al variare di uno o dell'altra input. Sulla base delle stime ottenute, la variazione degli anni propri di istruzione richiesti per compensare una variazione del titolo scolastico del padre (misurato categoricamente da 1 a 3) è pari a 2,5 alla media campionaria di entrambe le variabili (10,8 anni di istruzione del figlio e 1,2 la categoria corrispondente associata al padre).

⁸ In realtà esse sono correlate anche ad altre dimensioni, la più importante delle quali è la condizione lavorativa: chi è occupato in mansioni intellettuali continua a sviluppare competenze rispetto a chi è impiegato in mansioni manuali o addirittura è fuori dal mercato del lavoro (come si illustrerà nel paragrafo seguente). Tuttavia anche l'essere occupato dipende dal titolo di studio e da altri fattori, tra cui le competenze stesse. Poiché il modello si complicherebbe moltissimo a causa della simultanea determinazione delle variabili, abbiamo preferito restringerci a quelle caratteristiche che sono puramente esogene, quali l'età e l'ambiente familiare.

in particolare se la disuguaglianza attualmente osservata, con quasi metà del campione di individui che riesce soltanto ad effettuare operazioni testuali elementari, si sarebbe ridotta. Vogliamo quindi effettuare degli esercizi contro fattuali, che rispondano alla domanda: come sarebbe l'Italia se tutti avessero ottenuto lo stesso livello di istruzione?

Per effettuare un esercizio contro fattuale abbiamo bisogno di un modello previsivo delle determinanti delle competenze. Utilizzando un modello lineare con interazioni (tra istruzione propria e quella del genitore, e tra istruzione propria ed età) riusciamo a spiegare il 30% della varianza osservata sulla base delle caratteristiche osservate: questo significa che siamo in grado di attribuire la disuguaglianza osservata nelle competenze solo per un terzo, mentre per i restanti due terzi possiamo solo parlare genericamente di eterogeneità individuale non osservabile. Utilizziamo come misura della disuguaglianza il coefficiente di variazione (ovverosia la deviazione standard divisa per la media) e lo calcoliamo per ogni anno di nascita degli intervistati nel campione. Come si evince facilmente dalla figura 2.3, la disuguaglianza nel possesso delle competenze aumenta nelle coorti più anziane (qui rappresentate dalla *prose ability* – dinamiche analoghe si ottengono per ciascuna delle altre aree di competenza). La curva più elevata (tratteggiata e indicata come «osservato») rappresenta l'interpolazione tra i valori misurati nel campione. Poiché sulla base del modello previsivo riusciamo a dar conto solo di una parte della variabilità delle competenze, lo stesso indice di disuguaglianza viene ricalcolato sui valori predetti dal nostro modello: si tratta della curva continua (indicata come «stimato») che ha la stessa dinamica attraverso le età ma ovviamente una variabilità/disuguaglianza minore. La differenza tra le due curve è la disuguaglianza di cui non siamo in grado di dare conto sulla base delle informazioni disponibili nell'indagine⁹.

Possiamo adesso manipolare le variabili che entrano nel modello previsivo per rispondere alle domande contro fattuali. La prima chiede cosa cambierebbe se si azzerasse la variabilità associata all'età, ovvero quale sarebbe la distribuzione delle

⁹ Abbiamo anche ripetuto questo esercizio disaggregando anche per genere, ma i risultati sono qualitativamente identici.

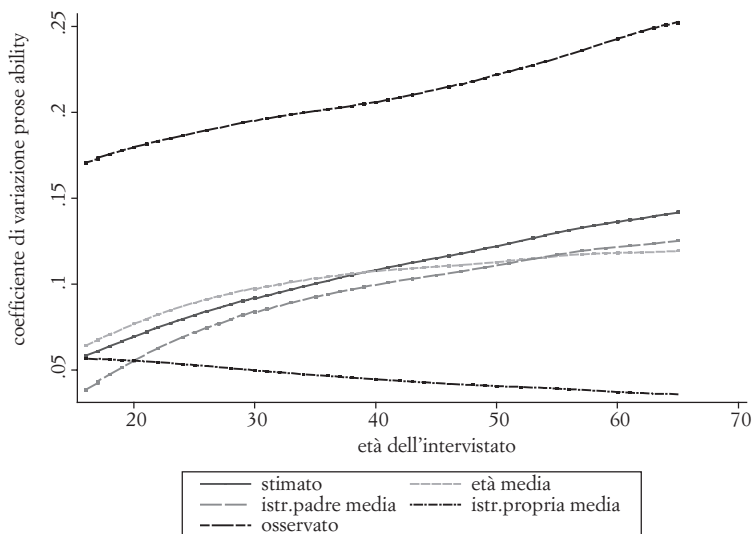


FIG. 2.3. Disuguaglianza della distribuzione delle competenze per coorti di età e alcuni esercizi contro fattuali. Indagine All, Italia 2003.

competenze tra individui che avessero tutti la stessa età. È ovvio che si tratta di un esercizio virtuale, in quanto sappiamo benissimo che le coorti più anziane hanno avuto in media meno scolarità delle coorti più giovani, ma ci aiuta ad evidenziare il contributo dell'invecchiamento *a parità di altre caratteristiche*. La curva tratteggiata (indicata come «età media») mostra un profilo ancora crescente ma meno ripido. La differenza con la curva continua ci dà un'idea di quello che è il contributo dell'età nella generazione della disuguaglianza nelle competenze: nelle coorti più giovani la disuguaglianza sarebbe più elevata (perché stiamo virtualmente togliendo ai giovani il vantaggio della freschezza delle loro menti) ma non crescerebbe così tanto per via del mancato declino legato all'invecchiamento.

Il secondo contributo che possiamo analizzare è quello dell'ambiente familiare. Se tutti avessero un padre con la licenza media otterremmo la curva a tratti lunghi (indicata come «istr. padre media»), che sta sistematicamente sotto la curva continua dello «stimato». Di nuovo la distanza tra le due curve ci dà una misura dell'effetto delle origini sociali nel contribuire a

determinare le disuguaglianze nelle competenze. Ma l'effetto di gran lunga più forte è quello esercitato dall'istruzione acquisita: se tutti gli individui avessero conseguito lo stesso ammontare di istruzione (pari a 10,86 anni di istruzione, persino più di quanto preveda la normativa in vigore), avremmo una disuguaglianza nelle competenze che addirittura diminuisce col crescere dell'età, per via dell'effetto congiunto dell'ingresso sul mercato del lavoro (che tende ad accrescerne l'accumulo) e dell'attenuazione del declino fisiologico (oltre che per via della attenuazione dei divari di origine sociale). Se poi volessimo immaginare le conseguenze intergenerazionali di questa simulazione, una volta che una generazione azzeri i divari in termini di scolarità, quando essa diventa genitrice smette di contribuire alla generazione di disuguaglianze nella generazione dei figli, assicurando così un effetto persistente nel tempo.

Tornando quindi alla interpretazione del ruolo dell'istruzione, ci sembra di poter affermare che l'istruzione acquisita dagli individui rimanga la leva più potente di cui dispone la società per cercare di modificare le disuguaglianze nel possesso delle competenze. Il problema più grosso è tuttavia che essa si acquisisce più facilmente da giovani, mentre è difficile (se non impossibile) acquisirla da adulti. Tutto il dibattito sulle opportunità offerte dal *life long learning* suggerisce che esistano dei margini di recupero [Trelle 2011], ma l'entità dell'effetto non è elevata¹⁰.

2. *Competenze e mercato del lavoro*

Il paragrafo precedente ha evidenziato come le competenze siano distribuite in modo disuguale tra la popolazione italiana, anche a parità di titolo di studio. Diventa quindi rilevante capire se tale distribuzione si rifletta in differenti possibilità di accesso al mercato del lavoro e in diverse retribuzioni associate all'attività lavorativa.

¹⁰ Nelle nostre stime l'effetto di aver partecipato ad «attività di educazione e di apprendimento» nell'ultimo anno è associato ad un incremento stimato delle competenze compreso tra 8 e 15 punti (pari a circa un quinto della deviazione standard), valore equivalente a circa un anno e mezzo di scolarità.

Numerosi studi hanno mostrato il legame tra istruzione formale (tipicamente misurata dagli anni di scuola frequentati e/o dal massimo titolo di studio conseguito), e performance nel mercato del lavoro e l'evidenza empirica indica chiaramente che individui più istruiti hanno in media una maggiore possibilità di trovare lavoro e salari più elevati¹¹.

L'impatto delle competenze effettive sul mercato del lavoro è un tema più complesso (di difficile identificazione a causa della forte correlazione tra livello di competenze e istruzione) che ha ricevuto decisamente meno attenzione da parte della letteratura economica¹², anche a causa della difficoltà di misurazione di tali competenze e della scarsità di database che contengano tali misure. Tuttavia la questione è molto rilevante dal punto di vista delle implicazioni di *policy*. Infatti, mentre è senz'altro difficile modificare il livello di scolarizzazione degli individui adulti dato che l'istruzione formale avviene in genere prima dell'ingresso nel mercato del lavoro, è invece possibile pensare a politiche che aiutino lo sviluppo e la formazione di competenze anche nell'età adulta [Trelle 2011]. Un risultato che indichi che un miglioramento delle competenze può comportare benefici nel mercato del lavoro, costituirebbe un'importante giustificazione a politiche attive nel campo della formazione in modo da offrire alle fasce più vulnerabili della popolazione concrete possibilità per uscire dalla disoccupazione o da situazioni di basso reddito. In questo paragrafo quindi discutiamo la relazione tra competenze e probabilità di occupazione (par. 2.1) e tra competenze e redditi (par. 2.2), mentre in quello successivo ci occuperemo della associazione tra competenze possedute, benessere ed inserimento sociale.

¹¹ Per una rassegna della letteratura sui rendimenti dell'istruzione si veda, tra gli altri, Card [1999], mentre per un'analisi dei rendimenti dell'istruzione sul caso specifico dell'Italia si veda Ciccone, Cingano e Cipollone [2006].

¹² Tra gli articoli che hanno studiato l'impatto delle competenze sul mercato del lavoro segnaliamo Blau e Kahn [2005] che, utilizzando i dati dell'indagine Ials (condotta tra 1994 e 1998), mostrano che la dispersione nelle abilità cognitive ha contribuito a spiegare la maggior disuguaglianza nelle retribuzioni sperimentata dagli Stati Uniti rispetto ad altri paesi. Sullo stesso dataset, Green e Riddell [2003] mostrano che il contributo delle competenze è addizionale e non sostitutivo a quello dell'istruzione formale.

2.1. *Impatto sulla probabilità di occupazione*

Nel nostro campione, più della metà della popolazione in età compresa tra 25 e 65 anni¹³ risulta occupata (58,4%), mentre i disoccupati/in cerca di occupazione sono il 6,5%. La disoccupazione è un problema che riguarda tutta la popolazione, ma, osservando la composizione per livelli di istruzione, si nota che circa il 60% dei disoccupati si trova nella fascia di individui con un livello di istruzione inferiore alla scuola secondaria (che costituiscono il 50% della popolazione di 25-65 anni). Questo dato suggerisce che l'istruzione formale è positivamente correlata con la probabilità di essere occupati.

L'effetto delle diverse competenze (*prose, document, numeracy, problem solving*) sulla probabilità di occupazione¹⁴ è invece riportato nella figura 2.4. Ogni linea mostra come varia la probabilità predetta di essere occupati al variare dei livelli di competenze degli individui. Tali probabilità sono state predette utilizzando un modello di stima di tipo probit in cui abbiamo inserito numerose variabili di controllo che catturano altre caratteristiche degli individui potenzialmente correlate con la probabilità di trovare un lavoro. In particolare, controlliamo per età, livello di istruzione, livello di istruzione del padre, presenza di figli, paese di nascita, partecipazione a training, residenza in area urbana, e regione di residenza. Le regressioni sono stimate separatamente per uomini e donne e utilizzano i pesi campionari che permettono di fare inferenza sull'intera popolazione adulta.

Dall'osservazione della figura 2.4 si nota immediatamente come tutti i tipi di competenze aumentino la probabilità di essere occupati sia per gli uomini sia per le donne. Tutte le linee sono, infatti, inclinate positivamente, indicando che al crescere dei punteggi ottenuti nelle quattro aree le probabilità di essere occupato aumentano significativamente. Il dato interessante è che questo risultato è ottenuto controllando per numerose caratteristiche individuali, comprese l'istruzione e

¹³ In questo paragrafo e nel successivo escludiamo i giovani in età compresa tra 16 e 24 anni, poiché una quota consistente di essi non ha ancora completato gli studi e non ha transitato al mercato del lavoro.

¹⁴ Otteniamo risultati analoghi se consideriamo la probabilità di partecipazione al mercato del lavoro, inclusiva quindi sia dell'essere occupato sia dell'essere disoccupato.

Effetto delle competenze sulla probabilità di occupazione

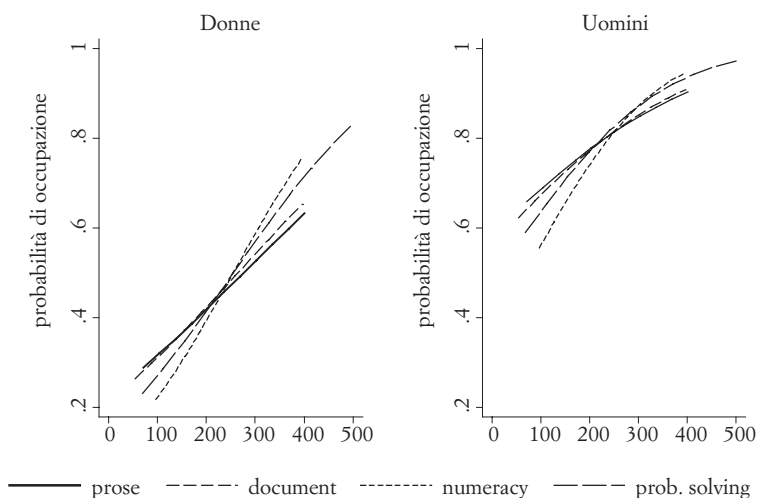


FIG. 2.4. Competenze e probabilità di essere occupati, per genere. Italia, All 2003.

Note: Stime probit, su popolazione di età 25-65. Controlli per età, titolo di studio, titolo di studio del padre, presenza di figli, paese di nascita, partecipazione a training, residenza in area urbana, regione di residenza.

il background familiare, il che implica che stiamo catturando l'effetto di una componente delle competenze ortogonale a queste variabili. In altre parole, il fatto di avere maggiori capacità in ciascuna delle aree testate aumenta la probabilità di essere occupati, anche a parità di tutte le altre caratteristiche osservabili inserite nel modello.

La figura mostra anche che mentre, come sappiamo, la probabilità di essere occupati è in media più alta per gli uomini, l'impatto delle competenze è più forte per le donne. La probabilità di occupazione femminile sembra, infatti, più sensibile alle variazioni nei livelli delle competenze (curve più inclinate nel quadrante di sinistra)¹⁵ e questa differenza tra i generi è statisticamente significativa¹⁵. In particolare, l'aspetto delle competenze

¹⁵ Cioè statisticamente significativa: abbiamo testato l'impatto differenziale delle competenze per uomini e donne, inserendo nelle regressioni un termine

che sembra maggiormente rilevante nel predire la probabilità di occupazione femminile è la «*numeracy*» (che presenta un coefficiente più alto, visibile nella maggiore inclinazione della linea tratteggiata), abilità considerata particolarmente strategica lavoro e per la socialità nel mondo globale¹⁶.

L'effetto delle competenze varia non solo a seconda del genere, ma anche in funzione del titolo di studio. Nella figura 2.5 sono riportati i risultati di stime equivalenti a quelle precedenti ma disaggregate non più per genere ma per titolo di studio. L'intento è quello di capire se la relazione tra competenze e occupazione differisca per individui con diversi livelli di istruzione. I risultati, in effetti, mostrano che le competenze sono rilevanti soprattutto per le persone relativamente poco istruite, ovvero per coloro che hanno titoli di studio inferiori alla laurea o ad altri diplomi di istruzione post-secondaria. Infatti, osserviamo un'inclinazione positiva delle linee che indicano l'effetto delle diverse abilità solo nei due quadranti superiori della figura 2.5, mentre la relazione sparisce nei due quadranti inferiori che si riferiscono a livelli di scolarità più elevata.

Questo risultato, che vale allo stesso modo per uomini e donne¹⁷, evidenzia un'interazione negativa tra competenze e istruzione (ovvero una sostituibilità tra le due variabili) e mette quindi in luce come le competenze siano fattore discriminante per l'ingresso nel mercato del lavoro soprattutto per le persone meno istruite. Una possibile spiegazione di questo risultato riguarda le particolari tipologie di competenze misurate dai test nel questionario All, che sono «competenze di base» e che quindi presentano una maggiore variabilità tra gli individui poco istruiti.

Complessivamente emerge che l'acquisizione di competenze favorisce la partecipazione al mercato del lavoro, soprattutto per le categorie più deboli come donne e persone poco istruite. Una domanda a nostro parere interessante è se tale effetto delle competenze sia lineare, e cioè se la probabilità di essere occu-

di interazione tra la dummy «donna» e le competenze e il coefficiente del termine di interazione risulta statisticamente significativo all'1%.

¹⁶ A questo proposito si veda anche Gallina [2006, 221].

¹⁷ Abbiamo provato a riprodurre la figura 2.5 separatamente per uomini e donne e abbiamo visto che l'impatto delle competenze per livelli di istruzione è simile tra i generi.

Effetto delle competenze sulla probabilità di occupazione

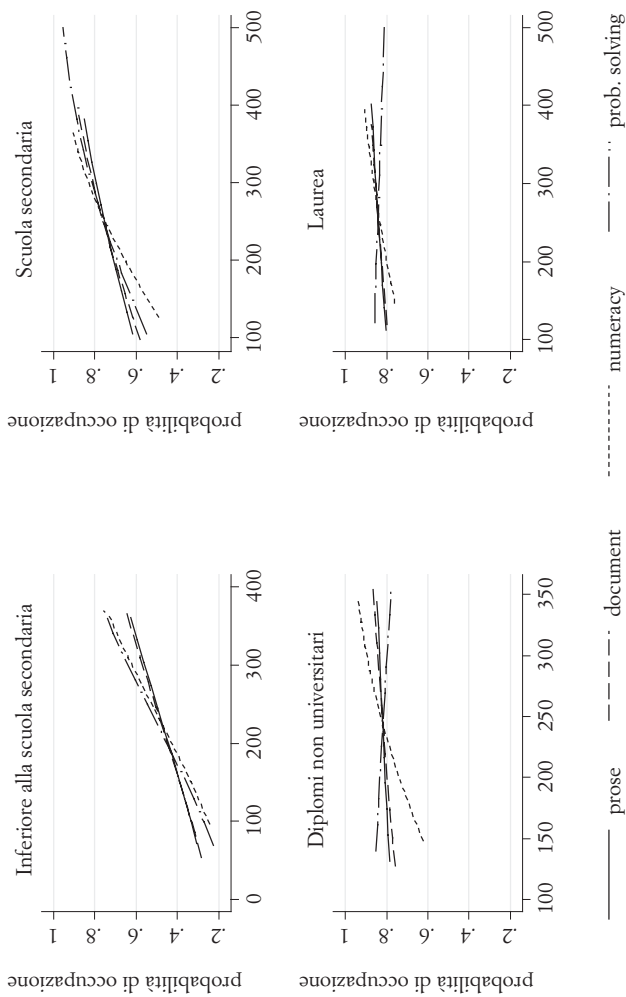


FIG. 2.5. Competenze e probabilità di essere occupati, per titolo di studio, Italia, All 2003.

Note: Stime probit, su popolazione di età 25-65. Controlli per età, sesso, presenza di figli, titolo di studio del padre, paese di nascita, partecipazione a training, residenza in area urbana, regione di residenza.

pati aumenti proporzionalmente con l'aumentare dei punteggi ottenuti nei diversi test oppure presenti delle discontinuità in corrispondenza di alcuni livelli. Troviamo che gli effetti delle competenze sono più intensi in corrispondenza dei livelli più elevati di competenza (contraddicendo quindi l'ipotesi tradizionale nella letteratura economica relativa a rendimenti marginali decrescenti). Sembra quindi che ciò che fa veramente la differenza sulla probabilità di essere occupati è essere «molto competenti», cioè avere abilità collocate nel quintile più alto della distribuzione delle abilità, ovvero risultare delle «superstar in piccolo», fatto questo che sembra riconoscibile dai datori di lavoro, che quindi sono attenti al loro reclutamento¹⁸. In questa prospettiva, il mercato del lavoro italiano, tradizionalmente descritto come stagnante, asfittico, senza spazi per il riconoscimento del merito individuale, sembra invece caratterizzato da una dinamicità inattesa.

2.2. *Impatto sui salari*

Le competenze non sono solo associate ad una più alta probabilità di occupazione, ma anche a retribuzioni più elevate. Il questionario All contiene informazioni dettagliate sui salari percepiti sia dai lavoratori dipendenti sia autonomi. Abbiamo utilizzato queste informazioni per stimare l'impatto delle competenze sui redditi, attraverso la specificazione di un'equazione *minceriana* dei salari [*earnings equation*, Mincer 1974], aumentata con misure osservabili delle competenze individuali. Abbiamo inserito nell'equazione diverse caratteristiche individuali osservabili (età, età al quadrato, esperienza lavorativa, titolo di studio, titolo di studio del padre, presenza di figli, paese di nascita, partecipazione a training, indicatore per lavoratori autonomi, indicatore per lavoro part-time) e territoriali (controlli regionali, residenza in area urbana) in modo da depurare l'effetto delle competenze da tutte le caratteristiche

¹⁸ Un quintile rappresenta il 20% della popolazione, quando essa sia ordinata dal meno capace al più capace. Abbiamo inserito nelle regressioni precedenti variabili dummy indicative dei diversi quintili della variabile «talento» al posto di una misura lineare dei punteggi ottenuti, trovando evidenza di una convessità, con un salto tra 4° e 5° quintile.

osservabili che siano nel contempo potenzialmente rilevanti nel determinare il livello salariale.

Anche tenendo conto delle caratteristiche elencate, i risultati delle stime suggeriscono che le competenze sono associate a redditi più elevati, hanno, cioè, un effetto diretto sui salari, non mediato dal livello di istruzione o dall'ambiente familiare che sappiamo essere entrambi correlati sia con i redditi sia con le competenze. Contrariamente a quanto osservato a proposito delle probabilità di occupazione, l'impatto delle competenze sui salari sembra essere più forte per gli uomini, come risulta evidente dalla figura 2.6 che riporta i valori predetti dei salari (espressi in termini logaritmici) disaggregati per genere al variare delle diverse competenze, tenendo fisse tutte le altre caratteristiche osservabili. Questo risultato suggerisce che il mercato del lavoro sia più «meritocratico» per gli uomini, nel senso che le dinamiche salariali sembrano premiare maggiormente l'abilità rispetto a quanto succede per le donne (riquadro a

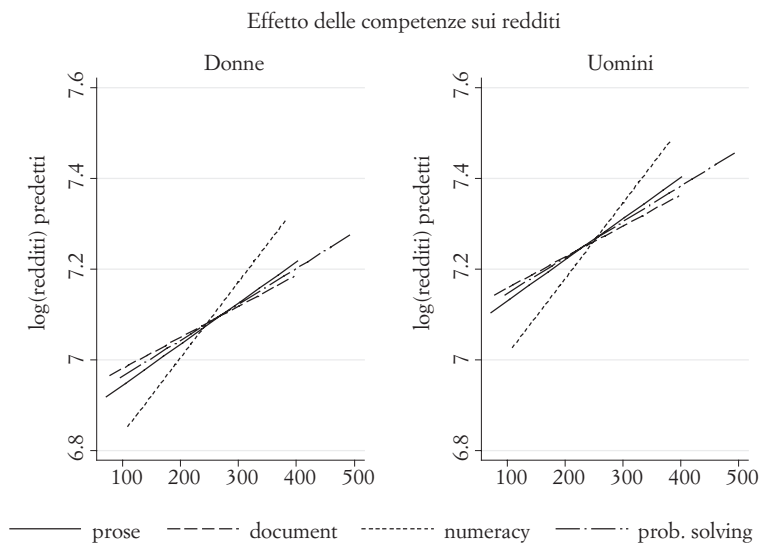


Fig. 2.6. Competenze e reddito da lavoro, per genere, Italia, All 2003.

Note: Stime OLS, su popolazione di età 25-65. Controlli per età, età al quadrato, esperienza lavorativa, indicatore per lavoratori autonomi, indicatore per lavoro part-time, sesso, presenza di figli, titolo di studio del padre, paese di nascita, partecipazione a training, residenza in area urbana, regione di residenza.

sinistra con curve quasi piatte). L'effetto differenziato delle competenze tra i generi può essere dovuto anche al fatto che la distribuzione dei redditi in Italia è diventata più compressa per le donne [Mussida e Picchio 2011]. È altresì interessante notare come le competenze matematiche (*numeracy*) appaiano come le più importanti sia per gli uomini che per le donne, risultato che conferma l'idea che l'abilità logico-numerica sia quella più valorizzata in un mercato del lavoro che premia le occupazioni ad elevata qualificazione.

Anche per quanto riguarda i salari, l'impatto delle competenze non è lineare, ma si osserva un salto in corrispondenza del quintile più abile, se inseriamo nelle regressioni una misura discreta delle competenze suddivise per quintili della variabile «talento». In particolare, a parità di tutte le altre caratteristiche osservabili, passare dal quarto all'ultimo quintile di abilità comporta un incremento dei salari pari al 9%.

Per analizzare eventuali eterogeneità dell'impatto delle competenze al variare del titolo di studio, abbiamo replicato l'analisi riportata in figura 2.5, questa volta con riferimento ai salari. La figura 2.7 riproduce quindi graficamente i valori predetti dei salari in rapporto alle variazioni dei risultati ottenuti nei test di abilità per diversi gruppi definiti in base al titolo di studio. Si nota che non vi sono effetti sostitutivi di competenze e istruzione sui salari: competenze più elevate sono associate a retribuzioni più alte per tutti i livelli di istruzione anche se l'inclinazione è leggermente più forte per i meno istruiti, ma le differenze non sono statisticamente significative.

Per approfondire il tema della differenziazione dell'impatto delle competenze, abbiamo compiuto un ultimo esercizio. Mentre le regressioni fin qui riportate identificavano l'effetto delle competenze sulla *media condizionale* dei salari, di seguito estendiamo l'analisi per identificare l'effetto delle competenze in diversi punti della distribuzione dei redditi. A questo scopo utilizziamo una metodologia statistica nota come *regressione quantilica* che consente di valutare l'influenza delle variabili esplicative in diversi intervalli della distribuzione condizionata della variabile dipendente¹⁹. In particolare, stimiamo l'impatto

¹⁹ Per un approfondimento su questa tecnica di stima si veda Koenker e Hallock [2001].

Effetto delle competenze sui redditi

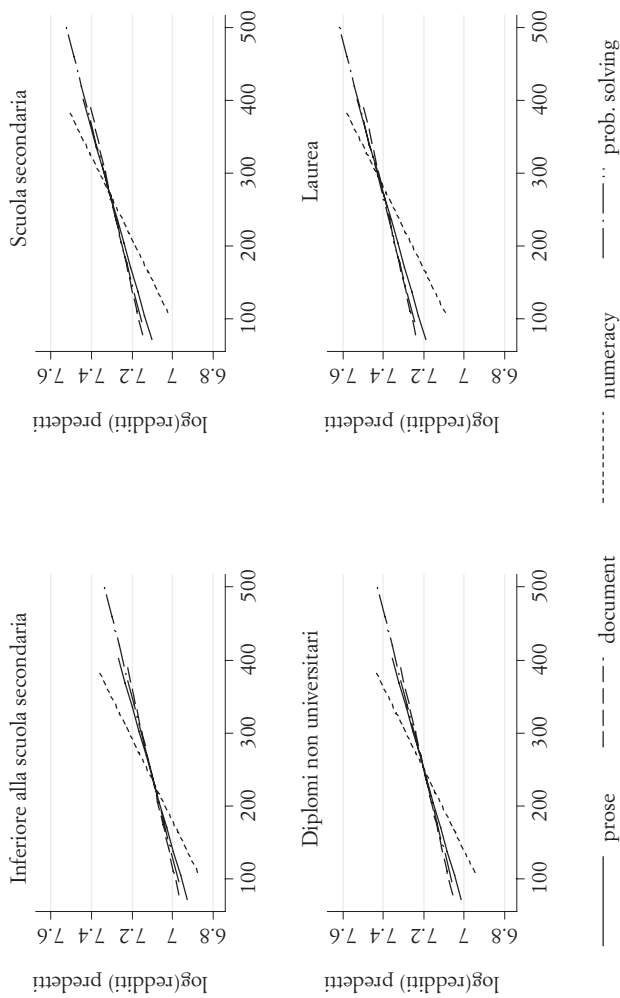


FIG. 2.7. Competenze e reddito da lavoro, per titolo di studio, Italia, All 2003.

Note: Stime OLS, su popolazione di età 25-65. Controlli per età, età al quadrato, esperienza lavorativa, indicatore per lavoratori autonomi, indicatore per lavoro part-time, sesso, presenza di figli, titolo di studio del padre, paese di nascita, partecipazione a training, residenza in area urbana, regione di residenza.

delle competenze e dell'istruzione sui diversi decili della distribuzione del reddito, controllando per le variabili inserite nel modello descritto in precedenza. In questo caso, come misura delle competenze, utilizzeremo l'indicatore sintetico *talento*, che riassume la dinamica comune delle competenze²⁰. I risultati delle regressioni quantiliche rivelano che l'impatto delle competenze è più forte sui salari bassi mentre quello dell'istruzione formale lo è sui salari alti. Sembra quindi che le competenze discriminino in particolare nella parte bassa della distribuzione del reddito, probabilmente perché, come abbiamo già ricordato, questi test misurano prevalentemente competenze elementari. Inoltre osserviamo più variabilità nelle competenze per livelli di istruzione bassi che sono associati a bassi redditi ed è quindi più facile identificare un effetto. Si può anche notare che per i salari alti contano invece maggiormente gli anni di istruzione, che probabilmente forniscono un tipo di preparazione che viene particolarmente valorizzata nelle professioni ad alto reddito. Per testare questa ipotesi, abbiamo provato a effettuare regressioni separate per diverse tipologie di professioni e in effetti l'impatto delle competenze sembra più importante per le professioni *low-skilled*, ma il numero di osservazioni in ogni occupazione è relativamente basso, quindi i risultati sono statisticamente poco significativi e di conseguenza da prendere con cautela. Complessivamente sembrerebbe che il mercato del lavoro riconosca il valore di segnalazione delle credenziali educative laddove presenti, mentre invece faccia screening in proprio sulle competenze laddove le stesse credenziali siano assenti.

3. *Competenze e benessere*

Il paragrafo precedente ha evidenziato che maggiori livelli di competenze sono associati ad una migliore performance nel mercato del lavoro. In questo paragrafo ci chiediamo se maggiori

²⁰ I risultati sono riassunti in figura 2.8 che riporta il valore del coefficiente stimato (linea **rossa**) e l'intervallo di confidenza al 95% (bande grigie) delle competenze (quadrante di sinistra) e dell'istruzione (quadrante di destra) lungo i decili della distribuzione del reddito. I due quadranti in alto mostrano i risultati per le donne, mentre quelli in basso per gli uomini.

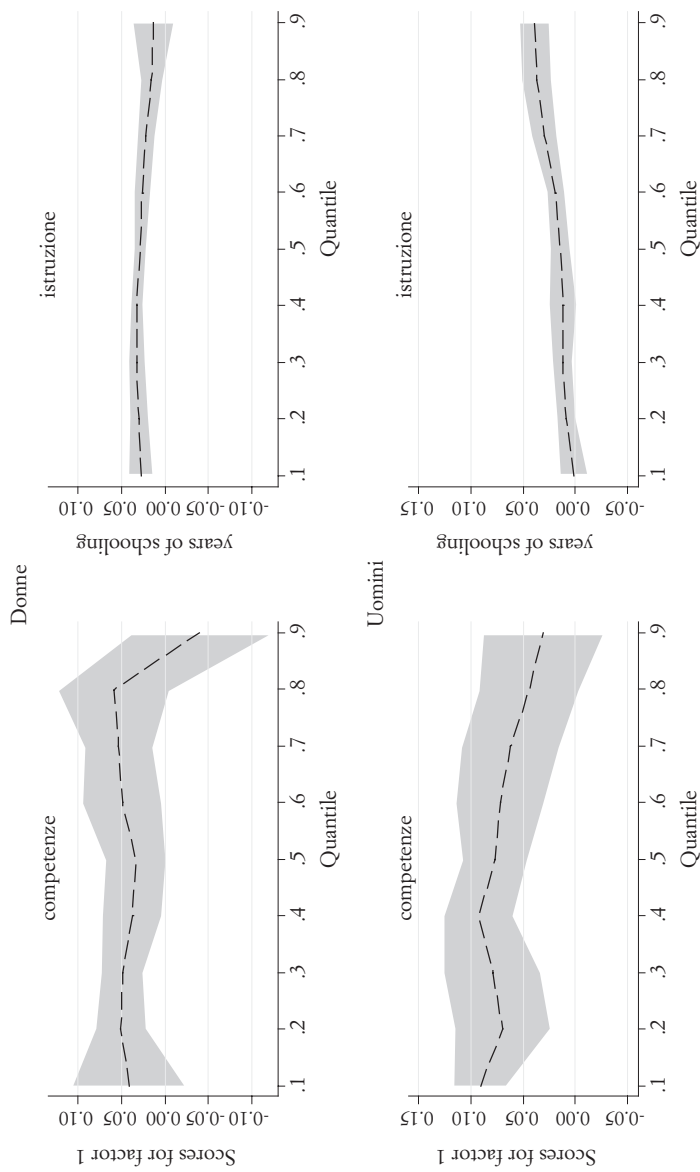


FIG. 2.8. Impatto delle competenze e degli anni di istruzione (coefficienti stimati e intervalli di confidenza) lungo i decili della distribuzione del reddito, Italia, All 2003.

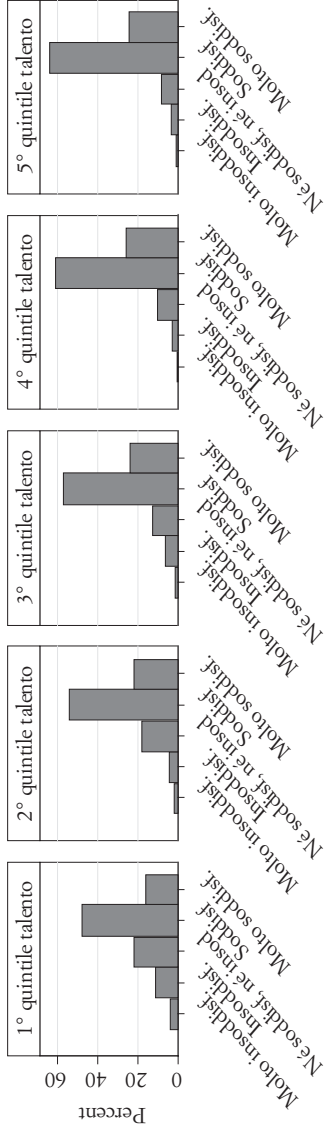
competenze comportino anche benefici non monetari, in sfere non necessariamente legate all'ambito lavorativo. Una letteratura sempre più vasta ha documentato l'importanza dell'istruzione in diversi ambiti non economici come per esempio la salute, la soddisfazione di vita, la probabilità di commettere reati, la partecipazione politica e sociale [Grossman 2006]. Anche studi sull'Italia hanno evidenziato l'impatto positivo della scolarità sulla salute²¹, e sulla riduzione di reati²². Ma anche in questo campo l'effetto delle competenze è stato sostanzialmente meno studiato. Questo paragrafo studia quindi la relazione tra competenze e tre diversi *outcomes* non economici, concentrandosi in particolare sulla salute, la soddisfazione di vita/felicità e la partecipazione sociale.

Lo stato di salute viene misurato attraverso una valutazione soggettiva dell'intervistato a cui viene chiesto di definire il proprio stato di salute, scegliendo tra queste opzioni: ottimo, molto buono, buono, discreto, scadente. Per misurare il benessere viene invece richiesto agli intervistati di valutare stato di salute e benessere generale negli ultimi 12 mesi scegliendo tra queste alternative: molto soddisfatto, soddisfatto, né soddisfatto né insoddisfatto, insoddisfatto, molto insoddisfatto²³. Infine abbiamo creato un indice di partecipazione sociale, ottenuto sommando le risposte positive a ciascuna delle seguenti voci in risposta alla domanda «negli ultimi 12 mesi, ha svolto attività in qualcuno di questi gruppi o organizzazioni?»: 1) Organizzazione politica; 2) Organizzazione sportiva o ricreativa (associazione calcistica, circolo di tennis, yoga, Cai, ecc.); 3) Gruppo culturale, educativo, ricreativo (gruppo teatrale, circolo di bridge, cineclub, visite guidate, coro, ecc.); 4) Associazione assistenziale (Ong, Croce Rossa, Caritas, ecc.); 5) Associazione di quartiere, civica o di comunità oppure gruppo scolastico (associazioni di

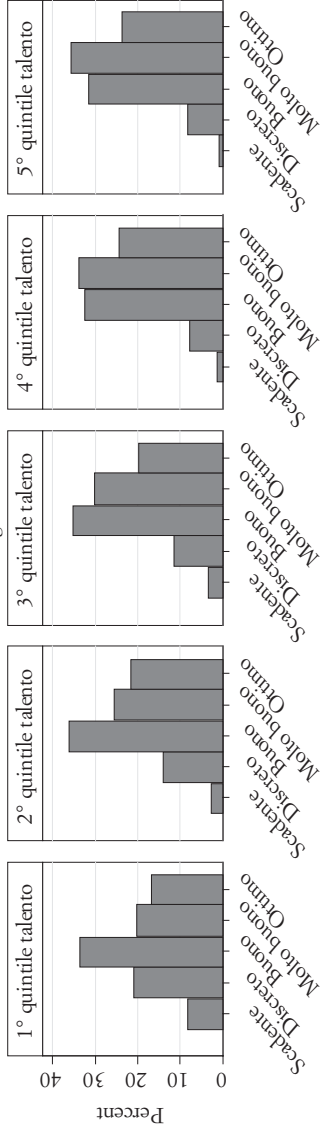
²¹ Cipollone, Radicchia e Rosolia [2006], utilizzando dati per una popolazione con meno di 40 anni, trovano che le persone con un diploma di scuola secondaria superiore hanno una probabilità di morte inferiore di 0,2 punti percentuali in un arco temporale di 10 anni.

²² Buonanno e Leonida [2009] in uno studio sulle diverse regioni italiane, mostrano che il livello di istruzione riduce significativamente la percentuale di reati e trovano che in questo senso la soglia significativa è il diploma di scuola superiore più che la laurea.

²³ Gli indecisi (opzione «senza opinione») sono stati sommati ai «né soddisfatto né insoddisfatto».



Soddisfazione generale



Stato di salute

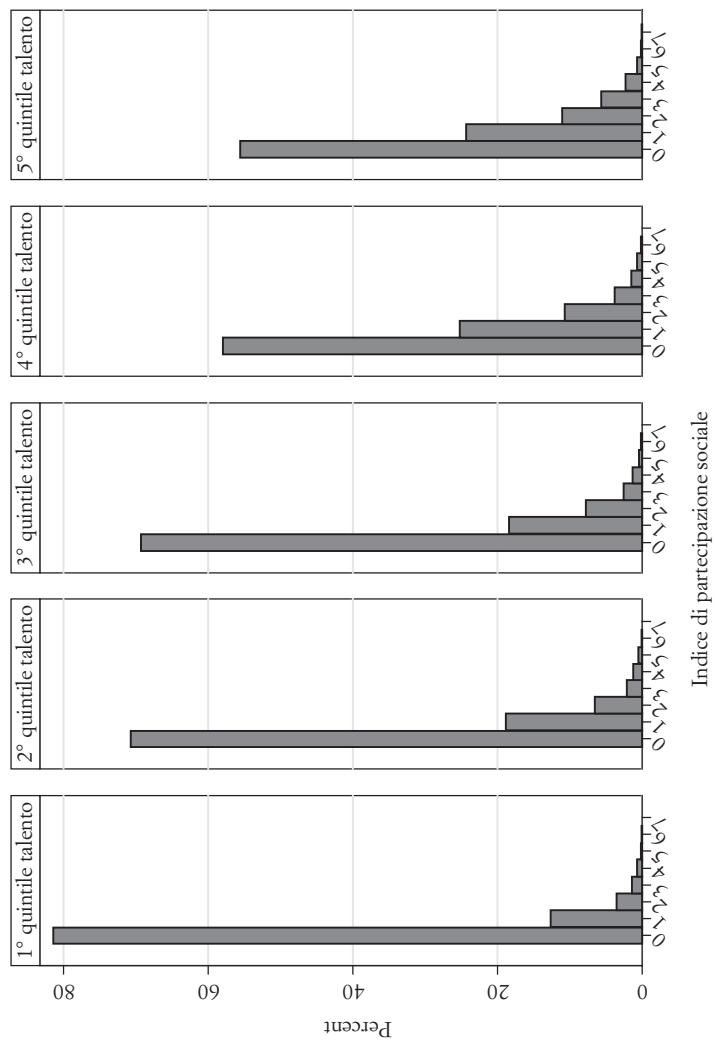


FIG. 2.9. Distribuzione di soddisfazione generale, salute e partecipazione, per quintili dell'indicatore sintetico delle competenze possedute (*talento*), Italia, All 2003.

genitori, ex alunni o insegnanti, comitato di quartiere, ecc.); 6) Gruppo associato ad una comunità religiosa (gruppo parrocchiale); 7) Altro gruppo o organizzazione».

La figura 2.9 mostra la distribuzione di queste variabili per diversi livelli di competenze definiti utilizzando i quintili dell'indicatore sintetico *talento*. Si può notare che gli individui del campione si definiscono in media sani (la maggior parte delle risposte sullo stato di salute è tra il buono e il molto buono), soddisfatti e sono caratterizzati da una bassa partecipazione sociale. Ma gli istogrammi evidenziano anche come partecipazione, soddisfazione e salute siano positivamente influenzate dal livello di competenze²⁴. Per esempio mentre più dell'80% degli individui appartenenti al primo quintile di abilità dichiara di non avere partecipato nell'ultimo anno a nessuna delle attività elencate, questa percentuale scende al di sotto del 60% per gli individui nell'ultimo quintile della distribuzione delle competenze. Per quanto riguarda la salute si nota la percentuale di individui che dichiarano di avere uno stato di salute molto buono o ottimo si concentra maggiormente tra individui con livelli di competenze più elevati. Similmente, anche se con differenze meno marcate, la percentuale di soddisfatti o molto soddisfatti è più elevata tra le persone nel quintile più alto.

Questi grafici suggeriscono solamente una relazione di queste variabili con le competenze, relazione che potrebbe dipendere da molti altri fattori. Infatti competenze più elevate sono anche generalmente associate a maggiore istruzione, ad un ambiente familiare più stimolante culturalmente, a salari più alti, ecc. e tutti questi fattori hanno certamente anche un effetto sulla salute, la soddisfazione e la partecipazione. Quindi, per isolare l'effetto delle sole competenze, effettuiamo delle regressioni che controllino per il maggior numero disponibile di caratteristiche osservabili che possono influenzare la relazione: in particolare controlliamo per età, esperienza lavorativa, titolo di studio, titolo di studio del padre, presenza di figli,

²⁴ Questa osservazione richiama l'analisi proposta da A. Sen [1992] sui *functioning*, laddove parla di «non vergognarsi di apparire in pubblico»: certamente chi si sente analfabeta funzionale avrà più difficoltà a partecipare ad attività pubbliche.

condizione di straniero, reddito familiare, residenza in area urbana e regione di residenza²⁵.

La tabella 2.3 riassume i risultati di queste stime effettuate utilizzando modelli di *ordered probit* per le variabili discrete che descrivono lo stato di salute e la soddisfazione generale (accorpendo «soddisfatto/molto soddisfatto» e «buono/ottimo») e un modello di regressione lineare per la variabile che cattura la partecipazione sociale (crescente al crescere degli ambiti di partecipazione – vedi fig. 2.9). Dalle stime presentate nella tabella 2.3 risulta che le competenze hanno un impatto aggiuntivo rispetto a quello dell'istruzione. Questo risultato sembra valere però solo per i maschi per quanto riguarda la partecipazione ad attività sociali e la salute. Per le femmine una volta che si controlli per il numero di anni di istruzione, l'effetto delle competenze diventa statisticamente non significativo. Per la partecipazione ad attività sociali invece le competenze sembrano essere rilevanti, a parità di istruzione, sia per gli uomini sia per le donne nella stessa misura, anche se per le donne risulta non significativa l'abilità matematica.

4. *Spunti conclusivi*

In questo capitolo abbiamo messo in luce una particolare dimensione della disuguaglianza, legata al possesso di competenze cognitive che permettono non solo di essere più apprezzati sul mercato del lavoro (seppure in misura diversa tra i generi), ma anche di vivere meglio e partecipare più intensamente alla vita sociale. Abbiamo mostrato come le competenze dipendano dalle origini sociali e tendano a declinare con l'età. In entrambi i casi tuttavia questi effetti sono attenuati dall'istruzione rag-

²⁵ Ovviamente rimane la possibilità che altre caratteristiche non osservabili, per esempio l'avversione al rischio o il tasso di sconto intertemporale, siano correlate sia con le competenze sia con le diverse variabili dipendenti e potremmo quindi continuare a catturare una relazione spuria. Tra l'altro non è chiaro in che direzione vada la causalità: potrebbe anche essere che un migliore stato di salute e soddisfazione e una partecipazione sociale più attiva contribuiscano a migliorare le competenze o a dare migliori performance nei test. Sottolineiamo quindi che non possiamo dare alcun tipo di interpretazione causale ai nostri risultati.

Tab. 2.3. *Impatto delle competenze e dell'istruzione sulla partecipazione ad attività sociali, sulla soddisfazione e sullo stato di salute, sottocampioni per genere, Italia, ALL 2003*

	Impatto sulla partecipazione ad attività sociali				Impatto su soddisfazione di vita				Impatto sulla salute			
	Maschi		Femmine		Maschi		Femmine		Maschi		Femmine	
	Compe- tenze	Anni di istruzione	Compe- tenze	Anni di istruzione	Compe- tenze	Anni di istruzione	Compe- tenze	Anni di istruzione	Compe- tenze	Anni di istruzione	Compe- tenze	Anni di istruzione
Talento	0,108***	0,048***	0,044	0,051***	0,104***	0,025***	0,113***	0,043***	0,101***	0,012	0,061	0,034***
Prose ability	0,001***	0,053***	0,001*	0,050***	0,002***	0,028***	0,002***	0,043***	0,002***	0,013	0,001*	0,033***
Document literacy	0,002***	0,048***	0,001*	0,051***	0,002***	0,025***	0,002***	0,043***	0,002***	0,012	0,001	0,034***
Numeracy	0,002***	0,051***	0,000	0,054***	0,002***	0,025***	0,002	0,047***	0,002**	0,013	0,001	0,036***
Problem solving	0,002***	0,048***	0,001**	0,050***	0,002***	0,028***	0,002**	0,046***	0,002**	0,016*	0,001	0,036***
Osservazioni	2.632		2.945		2.478		2.760		2.476		2.758	

Note: Stime ordered probit per stato di salute e soddisfazione generale e OLS per partecipazione sociale. Controlli per istruzione del padre, età, figli, paese di nascita (1 se non in Italia), residenza in area urbana e regione di residenza. Standard error robusti in parentesi. Significatività statistica: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

giunta dall'individuo, che continua a rappresentarla variabile con la correlazione più forte con le competenze possedute. Nella formazione delle competenze istruzione propria e dei propri genitori agiscono come input imperfettamente sostituibili, permettendo quindi a ciascuno di compensare tramite il successo scolastico lo svantaggio familiare. Nel mercato del lavoro istruzione formale e competenze operano a loro volta come imperfetti sostituti, seppure in segmenti differenziati del mercato: nelle occupazioni meglio retribuite è il titolo di studio formale a fare la differenza, mentre nelle mansioni più umili è invece il livello di competenza posseduto a fare la differenza.

Pur con le dovute cautele legate all'impossibilità di identificare relazioni causali, i risultati presentati in questo capitolo evidenziano l'importanza delle competenze possedute dalla popolazione adulta, in quanto queste sembrano essere una fonte importante di disuguaglianza sociale, oltre che economica. Questo dato sottolinea quindi la rilevanza di politiche che stimolino di rafforzamento delle competenze in età adulta (*lifelong learning*) come strumento per ridurre i livelli di disuguaglianza e di esclusione sociale. Tali politiche sono chiaramente meno efficaci dell'istruzione formale, ma possono contribuire ad alzare il livello delle competenze in modo percepibile. Per ragioni di spazio non abbiamo in questa sede potuto affrontare il tema del finanziamento della formazione degli adulti, che tuttavia rappresenta uno degli ostacoli principali alla diffusione della stessa nel nostro paese.

DISUGUAGLIANZE NELLE CARRIERE LAVORATIVE

1. *Introduzione*

È opinione comune che l'Italia sia un paese poco meritocratico, in cui le carriere scolastiche, professionali e sociali in generale dipendono più dall'origine sociale degli individui e dai loro contatti personali che da quello che essi realmente sono in grado di fare e concretamente fanno. La ricerca socioeconomica ha messo in discussione diversi dettagli di questa idea, ma i risultati di ricerca non hanno in complesso consentito di rovesciare il quadro. In particolare, lo studio delle carriere lavorative ha mostrato che le opportunità di mobilità verso l'alto non sono particolarmente elevate, e che le modalità con cui ha luogo l'ingresso nel mercato del lavoro hanno spesso un forte impatto sulle successive opportunità di carriera. Secondo molti studiosi, inoltre, la flessibilizzazione del mercato del lavoro che ha avuto luogo a partire dalla seconda metà degli anni '90 ha aggiunto un nuovo fattore di disuguaglianza, intrappolando molti giovani lavoratori in posizioni a bassa tutela e a basso reddito.

A partire da queste tesi, il capitolo studia l'effetto sulle opportunità di carriera della classe sociale e della forma contrattuale con cui gli italiani delle ultime generazioni sono entrati nel mercato del lavoro. Il primo paragrafo discute il problema e i principali risultati delle ricerche sociologiche sulle carriere in Italia, il secondo presenta i dati utilizzati. I paragrafi successivi presentano i risultati empirici, per quanto riguarda l'effetto sulla carriera della classe sociale di ingresso (par. 3) e quello della forma contrattuale di ingresso (par. 4). Il paragrafo 5 discute questi risultati e propone alcune conclusioni.

Questo capitolo è di Gabriele Ballarino, Università di Milano, e Paolo Barbieri, Università di Trento.

2. *Carriere lavorative e disuguaglianza sociale*

I sociologi interessati alla stratificazione e alla disuguaglianza sociale a lungo hanno studiato le carriere lavorative analizzando le cosiddette «tavole di mobilità intragenerazionale» [Barone e Schizzerotto 2011], con cui si osserva l'associazione tra la classe sociale¹ della prima occupazione degli individui e quella dell'occupazione degli stessi individui dopo un numero dato di anni, solitamente 10. La domanda che si pone questo approccio è se e quanto la prima posizione con cui si fa ingresso sul mercato del lavoro influisca sulle carriere successive. Dato che la posizione d'ingresso risente dell'origine familiare, sia attraverso l'effetto di quest'ultima sull'istruzione [Ballarino e Schadee 2008] che direttamente, a parità di istruzione [Ballarino e Schizzerotto 2011], il senso della domanda è se e quanto la carriera possa in qualche modo riequilibrare questi non meritati svantaggi (o vantaggi) iniziali: minori le possibilità di movimento, cioè maggiore l'immobilità di carriera, maggiore la disuguaglianza sociale.

2.1. *L'Italia: un paese a bassa mobilità di carriera*

Diverse analisi condotte secondo l'approccio della mobilità intragenerazionale hanno mostrato che in Italia questa è piuttosto bassa. Cobalti e Schizzerotto [1994] mostrano, con dati risalenti agli anni '70-'80², che l'Italia presenta il più alto tasso di immobilità intragenerazionale di tutte le nazioni europee considerate, in particolare per via della bassa mobilità di carriera di coloro che trovano la prima occupazione nella borghesia e nella piccola borghesia urbana. Il percorso di carriera più frequente sembra essere quello dalla classe operaia alla piccola borghesia urbana, il classico percorso del «mettersi in proprio». Questi risultati sono riferiti solo ai maschi, ma risultati molto simili sono trovati da Pisati e Schizzerotto [1999], che confrontano

¹ Le classi sociali sono macroaggregazioni di occupazioni, di norma organizzate in modo (almeno parzialmente) gerarchico [Ballarino e Cobalti 2003]. Cfr. il paragrafo 3 per la descrizione dello schema di classe utilizzato.

² Per l'Italia sono usati i dati dell'Indagine nazionale di mobilità del 1985.

l'Italia con Inghilterra, Svezia e Germania utilizzando campioni di donne e uomini rilevati negli anni '90³.

Molti studiosi hanno messo in luce i limiti dell'approccio della mobilità intragenerazionale [per esempio Sørensen 1986], e in particolare il fatto che esso considera solo due punti nel tempo, il che fa perdere di vista tutto quanto succede in mezzo. Il superamento di questo limite è però condizionato alla disponibilità di dati molto dettagliati di tipo longitudinale, che contengano informazioni su tutti gli episodi occupazionali degli individui. Dati di questo tipo hanno iniziato a diffondersi negli anni '80, e nel decennio successivo sono stati resi disponibili anche per il nostro paese grazie alla ricerca Ilfi (che verrà utilizzata in questo lavoro). I lavori condotti secondo il nuovo e più rigoroso approccio non hanno però modificato il quadro appena descritto. La seconda parte del saggio già citato di Pisati e Schizzerotto [1999] analizza l'intero insieme degli episodi lavorativi di un campione rappresentativo degli italiani nati prima del 1953, e conferma quanto trovato con le tavole di mobilità, con qualche aggiunta interessante: sembrano essere meno mobili le donne, le persone nate prima del 1936 e le persone con un titolo di studio elevato. Il successivo lavoro di Bison [2002] mostra che il tasso di immobilità intragenerazionale tende a diminuire lungo le coorti di nascita di tutto il secolo scorso, fino ai nati negli anni '60, dopo dei quali si stabilizza, mentre Barbieri e Bison [2004] analizzando i mutamenti di composizione interna del lavoro autonomi in Italia, confermano l'importanza del percorso dalla classe operaia alla piccola borghesia.

I lavori di Bernardi [2006] sui maschi e di Pisati e Schizzerotto [2006] sulle femmine aggiungono ulteriori dettagli ma non cambiano il quadro, confermato anche comparativamente: Barone e Schizzerotto [2011], confrontando il nostro paese con Gran Bretagna, Germania, Olanda e Svezia, lo definiscono un «extreme national case» di bassa mobilità di carriera.

Le scarse opportunità di mobilità di carriera, in contrasto con livelli complessivamente elevati di rotazione delle singole posizioni occupazionali (tassi di *work* e *job turn-over*, Contini [2002]), vengono attribuite dalla letteratura alle dimensioni

³ Per l'Italia utilizzano i dati della prima ondata Ilfi (v. par. 2), del 1997.

ridotta delle organizzazioni, alle rigidità del mercato del lavoro e alla chiusura credenzialistica (basata sul titolo di studio) di diverse occupazioni e segmenti del mercato del lavoro: per queste ragioni gli individui, una volta entrati nel mercato del lavoro, difficilmente riescono a cambiare occupazione in modo tale da migliorarne in modo rilevante la qualità [Barbieri e Scherer 2003].

2.2. *Lavori protetti e non protetti*

A partire dalla fine del decennio '90, l'introduzione dei nuovi contratti di lavoro flessibili ha rivoluzionato la struttura delle carriere lavorative dei giovani italiani. La flessibilizzazione del mercato del lavoro operata dal «pacchetto Treu» e altri provvedimenti a cavallo del decennio è stata infatti «parziale e selettiva» [Esping-Andersen e Regini 2000]: i posti di lavoro esistenti hanno mantenuto le tutele a loro associate, mentre le aziende hanno avuto ampia la possibilità di utilizzare i nuovi contratti «atipici» più flessibili, sfruttandola in modo crescente [Barbieri e Scherer 2009]. I contratti atipici hanno finito quindi per riguardare gran parte dei nuovi entrati nel mercato del lavoro, cioè dei giovani, mentre la gran parte dei lavoratori già inseriti hanno mantenuto i posti a tempo indeterminato e tutelati. Dopo la riforma, si è quindi sviluppato un dibattito sui suoi possibili esiti [Schizzerotto 2002]. Da una parte, si è sostenuto che i nuovi contratti comunque agevolano l'inserimento occupazionale dei giovani, sottraendoli alla disoccupazione o al lavoro in nero, e che fungono da punto d'ingresso per carriere nelle occupazioni standard e tutelate. Dall'altra si è invece sostenuto che i contratti atipici producono una segmentazione forte del mercato del lavoro, e che chi entra in posizioni di questo tipo rimane spesso svantaggiato per il resto della carriera. Le analisi empiriche hanno mostrato che i posti con contratti atipici a volte si sostituiscono alla disoccupazione o a posti in nero, ma spesso sostituiscono posti tutelati: secondo alcuni autori prevale la prima dinamica [Bison, Rettore e Schizzerotto 2011], secondo altri la seconda [Ballarino e Sarti 2006]. Per quanto riguarda le progressioni di carriera, invece, sembra che lo svantaggio per chi entra in posizioni atipiche

tenda a persistere, come una sorta di stigma, anche nelle carriere successive [Barbieri e Scherer 2009]. Anche le analisi di Berton e Pacelli [2009], che usano dati amministrativi di fonte Inps⁴, mostrano che lo svantaggio associato a un ingresso in una posizione atipica persiste nel tempo.

2.3. Domande di ricerca

Come si è visto, la letteratura sociologica recente ha messo in luce lo scarso livello di mobilità di carriera che caratterizza il mercato del lavoro italiano, e secondo diverse analisi l'introduzione e la crescente diffusione di nuove forme contrattuali non solo non ha cambiato questa situazione, ma ha introdotto un nuovo fattore di disuguaglianza: chi entra con un contratto atipico, meno tutelato, tende a mantenere questo tipo di contratto lungo la carriera. La domanda al centro di questo lavoro è quindi così riassumibile: le disuguaglianze associate alle caratteristiche dell'occupazione con cui gli individui fanno ingresso nel mercato del lavoro, in termini di qualità del lavoro (classe sociale) e di livello di tutele a esso associate (tipo di forma contrattuale) si mantengono nelle carriere successive, oppure nel corso delle carriere si assiste a un indebolimento di queste disuguaglianze?

3. Dati e variabili

I dati utilizzati provengono dalle 5 ondate della ricerca Ilfi, Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane [Schizzerotto 2002]. Ilfi è una ricerca panel, avviata con una prima ondata retrospettiva nel 1997 e poi proseguita tra il 1999 e il 2005 con cadenza biennale, su un campione di 4.404 famiglie, raccogliendo dettagliate informazioni *event-oriented* sulle loro carriere scolastiche, lavorative e familiari, con dettaglio mensile. Per il livello di dettaglio Ilfi oggi è probabilmente la fonte migliore per lo studio delle carriere lavorative in Italia: le istruzioni per i rilevatori prevedevano infatti la rilevazione non solo della

⁴ Gli altri lavori citati utilizzano i dati Ilfi.

mobilità tra diversi posti di lavoro, ma anche della mobilità sui mercati del lavoro interni⁵. Le analisi presentate comprendono tutti gli individui nati tra il 1955 e il 1985 (per evitare problemi di *recollection bias* che potrebbero riguardare i più anziani), che presentino almeno un'esperienza lavorativa e per i quali sia disponibile la situazione occupazionale a distanza di 120 mesi (10 anni) dalla prima esperienza lavorativa. In questo modo si escludono dal campione gli individui più giovani, ovviamente, e in particolare quelli con percorsi educativi più lunghi, che al momento dell'ultima rilevazione non avevano ancora 10 anni di carriera.

La mobilità ascendente è definita come la presenza nei primi 10 anni di carriera di episodi lavorativi che comportino uno spostamento di 10 punti verso l'alto nella scala di prestigio occupazionale Dls [De Lillo e Schizzerotto 1985]⁶, mentre la mobilità discendente è definita, al contrario, come la presenza nei primi 10 anni di carriera di episodi lavorativi che comportino uno spostamento di 10 punti verso il basso nella stessa scala. In alcune analisi è inserita anche la disoccupazione, che è autodefinita dagli intervistati, e coincide con la mancanza di un lavoro: si tratta quindi di una definizione diversa da quella Istat, che prevede la presenza di azioni di ricerca nelle 4 settimane prima dell'intervista. Nella terminologia standard, la definizione di disoccupazione usata qui comprende anche coloro che si trovano fuori dalle forze lavoro.

Sono definiti come lavoratori atipici tutti coloro il cui contratto di lavoro è a tempo determinato (compresi quindi apprendisti, contratti di formazione e lavoro e interinali), più i lavoratori autonomi che non rientrano nella professioni e nel lavoro autonomo tradizionali, più i membri di cooperative. I

⁵ Tuttavia, va segnalato questi ultimi episodi di mobilità potrebbero essere stati sottostimati.

⁶ Si tratta di una scala ricavata empiricamente dall'intervista di un campione rappresentativo della popolazione italiana: agli individui veniva richiesto di ordinare una serie di occupazioni in base alla loro desiderabilità. Il punteggio, standardizzato sulla scala 0-100, va da 10,6 (lavoratori agricoli non qualificati e altri lavoratori manuali dipendenti a bassa qualificazione) a 90,2 (ambasciatori, giudici costituzionali, prefetti, pretori e procuratori della Repubblica). Ricerche recenti hanno mostrato che la scala è stabile nel tempo [Sarti e Terraneo 2007].

lavoratori tipici sono quindi i lavoratori dipendenti, gli autonomi (esclusi gli imprenditori) e i professionisti. I lavoratori privi di contratto e stagionali sono inseriti in una terza categoria. La distinzione tra autonomi e professionisti tradizionali, classificati come tipici, e non tradizionali, classificati come atipici, si basa sulla descrizione della mansione (ricodificata come Isco a 4 cifre) e su altre informazioni disponibili in Ilfi: iscrizione a partita Iva, settore e contribuzioni.

La classe sociale è imputata in base all'occupazione, secondo lo schema di classe standard italiano, un riadattamento dello schema internazionale Egp [cfr. Ballarino e Cobalti 2003]. A causa della numerosità relativamente bassa si usa una versione a 4 categorie dello schema, che comprende: borghesia (abbreviata bor: dirigenti, imprenditori, professionisti); classe media impiegatizia (cmi: lavoro dipendente di livello medio e medio-basso); piccola borghesia (pb: piccoli imprenditori, con fino a 4 dipendenti; lavoro autonomo non professionale); classe operaia (co: lavoro dipendente di livello basso, comprese mansioni poco qualificate nei servizi).

4. Classe d'ingresso e carriera

La tabella 3.1 mostra la frequenza di episodi di mobilità ascendente, discendente e di disoccupazione nei primi 10 anni di lavoro degli intervistati del campione Ilfi, suddivisi a seconda della classe sociale della loro occupazione di ingresso nel mercato del lavoro.

TAB. 3.1. *Classe di ingresso nel mercato del lavoro e carriere successive*

Classe alla prima occupazione	Mobilità ascendente	Mobilità discendente	Disoccupazione	N.
Borghesia	7,3	19,8	5,9	221
Classe media impiegatizia	20,9	18,8	16,9	883
Piccola borghesia	9,4	17,6	11,4	368
Classe operaia	31,0	10,7	22,4	2.183
Totale	25,4	13,6	19,0	3.655

Nota: Le celle riportano le percentuali di individui che nei 10 anni rilevati si sono venuti a trovare almeno una volta nella condizione specifica. Il totale non somma a 100 in quanto non sono riportati i valori degli immobili.

Coloro che al primo lavoro si inseriscono nella borghesia presentano, ovviamente, minori probabilità di mobilità ascendente, dato che partono da una posizione che per costruzione limita le possibilità di crescita. È interessante notare, però, che non vale il contrario: chi si inserisce in un'occupazione riconducibile alla borghesia ha probabilità di mobilità discendente solo marginalmente superiori a quelle degli originari delle classi medie (impiegati e piccola borghesia), nonostante la posizione di partenza superiore. Inoltre, le sue probabilità di disoccupazione sono significativamente inferiori a quelle delle altre classi, in particolare di quelle di lavoro dipendente (impiegati e operai). Entrare in una posizione «alta» assicura una carriera migliore. Chi entra nella classe operaia, di contro, presenta probabilità di trovarsi disoccupato molto superiori a quelle di chi entra nelle classi medie e superiori. Le sue probabilità di mobilità ascendente sono superiori a quelle delle altre classi, e quelle di mobilità discendente sono inferiori, ma questo dipende dalla posizione di partenza.

La tabella 3.2 fornisce maggiori dettagli sui percorsi di carriera, definiti nel modo tradizionale come associazione tra classe dell'occupazione d'ingresso e classe dell'occupazione di 10 anni dopo la prima. Si tratta di una classica tavola di mobilità di classe intragenerazionale (v. *supra*), con l'unica particolarità che tra gli esiti 10 anni dopo è compresa anche l'inoccupazione, che comprende sia quella che di solito si chiama disoccupazione (ricerca del lavoro mancante) sia l'uscita dalle forze lavoro. La situazione più frequente, come risultava già dalla tabella precedente, è l'immobilità nella classe della prima occupazione: le percentuali delle celle sulla diagonale, in cui classe di entrata e classe dopo 10 anni coincidono, sono le più elevate della

TAB. 3.2. *Tavola di mobilità di carriera (% di riga)*

Classe alla prima occupazione	Classe a 10 anni dalla prima occupazione					
	Borghesia	Classe media imp.	Piccola borghesia	Classe operaia	Inocc.	N.
Borghesia	79,4	12,5	2,9	2,2	2,9	136
Classe media imp.	7,3	68,6	6,2	7,3	10,7	633
Piccola borghesia	1,4	4,5	69,9	12,1	12,1	289
Classe operaia	1,6	8,8	10,8	62,0	16,8	1.767
Totale	6,6	21,9	15,4	41,8	14,3	2.825

tavola. Nel caso dell'entrata nella borghesia, 4 individui su 5 sono immobili. Nel caso delle classi medie la proporzione è un po' più di 2 su 3, in quello della classe operaia un po' meno di 2 ogni 3. Si noti anche che chi entra nella classe operaia ha scarsa probabilità di mobilità di carriera «lunga»: solo l'1,6% degli individui del campione Ifli riesce a migliorare la propria posizione occupazionale oltre le classi medie, fino alla classe superiore. Questo punto verrà approfondito tra breve.

L'associazione tra classe del primo lavoro e classe del lavoro 10 anni dopo può essere studiata anche al netto dei mutamenti nella struttura occupazionale (di cui risentono, invece, le percentuali riportate nella tab. 3.2) tramite il calcolo di *odds ratio*, una statistica che mette a confronto probabilità condizionate: nel caso della tavola di mobilità, si confrontano le probabilità (*odds*) degli individui entrati in due classi diverse di trovarsi, 10 anni dopo, in una classe anziché un'altra [Ballarino e Cobalti 2003]. Per esempio, nella tabella 3.2 un individuo entrato nella classe media impiegatizia ha le stesse probabilità di trovarsi, 10 anni dopo, nella classe operaia piuttosto che nella borghesia ($7,3/7,3 = 1$), mentre un individuo entrato nella piccola borghesia ha molte più probabilità di trovarsi nella classe operaia ($12,1/1,4 = 8,6$). Il rapporto tra i 2 *odds*, definito appunto *odds ratio*, misura in questo caso lo «svantaggio» di chi entra nella classe media impiegatizia, rispetto a chi entra nella piccola borghesia, nella probabilità di trovarsi, 10 anni dopo, nella borghesia piuttosto che nella classe operaia: in questo caso, l'*odds ratio* è pari a 0,12 ($1/8,6 = 0,12$). In termini discorsivi, chi entra nella piccola borghesia ha oltre 8 volte (8,6) meno probabilità rispetto a chi entra nella classe media di trovarsi, 10 anni dopo, nella borghesia piuttosto che nella classe operaia. Questo calcolo riguarda 4 celle, ma può essere generalizzato a tutte le altre calcolando per ogni cella la media geometrica di tutti gli *odds ratios* calcolabili nella tavola⁷. La tavola costruita in questo modo si definisce tavola di mobilità relativa: per ogni cella, il parametro esprime il vantaggio/svantaggio che coloro che entrano in una data occupazione hanno di trovarsi 10 anni in una data occupazione, in confronto a tutte le altre origini

⁷ La media geometrica di n valori (positivi) è la radice n -esima del loro prodotto.

TAB. 3.3. *Tavola di mobilità relativa di carriera*

Classe alla prima occupazione	Classe a 10 anni dalla prima occupazione				
	Borghesia	Classe media imp.	Piccola borghesia	Classe operaia	Inocc.
Borghesia	50,07	0,95	0,17	0,14	0,88
Classe media imp.	1,56	5,03	0,29	0,46	0,95
Piccola borghesia	0,11	0,47	13,74	1,46	1,00
Classe operaia	0,12	0,45	1,46	10,65	1,20

e destinazioni presenti nella tabella. Se il parametro vale 1, si tratta di una situazione di equiprobabilità, se è compreso da 0 e 1 indica uno svantaggio (da non interpretarsi come percentuale, ma moltiplicativamente), da 1 in su indica un vantaggio.

La tabella 3.3 mostra i risultati di questo esercizio: si tratta della tavola di mobilità «relativa» calcolata sulla tavola di mobilità «assoluta» della tabella 3.2. Le celle sulla diagonale hanno i valori più elevati, confermando quanto emerso sopra in merito alle scarse opportunità di mobilità dei lavoratori italiani. I valori dei parametri della diagonale relativi alle quattro classi sono molto diversi. Il più alto è l'*odds ratio* generalizzato relativo all'immobilità nella borghesia, con un valore superiore a 50: questo significa che una volta iniziata la propria carriera occupazionale nella borghesia, le probabilità di essere sempre nella borghesia 10 anni dopo sono 50 volte quelle di un altro esito, o dello stesso esito partendo da un altro punto di partenza. Per l'immobilità nelle altre classi i valori sono più bassi, in particolare per la classe media impiegatizia. A parte la diagonale, gli *odds ratios* generalizzati rimanenti presentano quasi sempre valori compresi tra 0 e 1, che indicano che si tratta di percorsi relativamente poco frequenti. Le eccezioni sono due percorsi ascendenti e uno discendente. I percorsi ascendenti sono quello dalla classe media impiegatizia alla borghesia e quello dalla classe operaia alla piccola borghesia, due percorsi di carriera tipici: il primo è un percorso interno alle organizzazioni medio-grandi, che porta alcuni impiegati verso posizioni direttive; il secondo è il classico percorso del «mettersi in proprio», che porta gli operai a diventare piccoli imprenditori. Anche questa analisi sembra quindi confermare quanto noto alla letteratura: per gli operai italiani, le possibilità di fare carriera nel lavoro dipendente sono relativamente scarse

(cfr. l'*odds ratio* generalizzato per il percorso verso la classe media impiegatizia), e ancora più scarse sono le possibilità di raggiungere la classe superiore (cfr. l'*odds ratio* generalizzato per il percorso verso la borghesia).

Il percorso discendente più frequente è il passaggio dalla piccola borghesia alla classe operaia: qui si passa dalle incertezze di un lavoro in proprio alla stabilità di un salario fisso, o dalla speranza di un'attività di successo alla prosaica realtà di un lavoro dipendente a bassa qualificazione. Anche nel caso della piccola borghesia gli spostamenti verso la borghesia e la classe media impiegatizia sono molto poco probabili, così come gli spostamenti dalla borghesia e dalla classe media impiegatizia verso la piccola borghesia e la classe operaia. Il percorso discendente dalla borghesia alla classe media impiegatizia si avvicina, invece, all'equiprobabilità (0,95). Per quanto riguarda, infine, l'uscita dall'occupazione (verso la disoccupazione o la rinuncia al lavoro), gli *odds ratios* generalizzati, riportati nell'ultima colonna a destra della tabella 3.3, salgono dalla borghesia fino alla classe operaia: più alta la posizione in cui si entra sul mercato del lavoro, minore la probabilità di trovarsi senza lavoro. Tuttavia la variazione dei parametri relativi alle 4 classi non è fortissima e i loro valori non molto elevati, il che significa che tuttora nel mercato del lavoro italiano, o almeno nei suoi segmenti rilevati da Ilfi⁸, la perdita del posto è tuttora un evento relativamente raro. In sostanza, la tavola di mobilità relativa mostra una struttura occupazionale in cui gli spostamenti di carriera sono relativamente scarsi. Quando ci sono, essi rivelano una struttura fondamentale duale, con una netta linea di confine tra borghesia e classe media impiegatizia da una parte e piccola borghesia e classe operaia dall'altra. La gran parte dei movimenti sono all'interno di questi due segmenti, mentre gli spostamenti dall'uno verso l'altro sono molto ridotti.

Si tratta di una struttura stabile, o è cambiata nel tempo? La tabella 3.4 risponde a questa domanda dividendo la tavola di mobilità relativa in 5 coorti di ingresso nel mercato del lavoro. Per ciascuna di queste coorti, la tabella riporta due statistiche

⁸ L'indagine Ilfi sicuramente sottorappresenta i lavoratori di recente immigrazione in Italia.

TAB. 3.4. *Misure di mobilità relativa di carriera, per coorte di ingresso nel mercato del lavoro*

Coorte	Totale	Diag.	Immobilità			Uscita verso inoccupazione			Salita verso borghesia			Co/Pb		
			Bor	Cmi	Pb	Bor	Cmi	Pb	Cmi	Pb	Co			
<1975	3,19	9,40	25,62	2,48	10,78	11,42	0,82	1,63	0,37	2,03	1,04	0,53	0,07	1,85
1975-79	4,56	20,90	65,50	8,35	44,53	7,89	3,65	0,78	0,42	0,83	1,18	0,04	0,32	1,37
1980-84	3,63	17,69	87,53	5,77	25,40	7,63	1,81	0,59	1,04	0,91	0,87	0,10	0,13	2,17
1985-89	4,56	19,10	91,27	3,88	17,70	21,20	2,11	0,89	0,56	0,95	1,55	0,08	0,09	1,68
1990-95	3,46	9,64	44,14	3,94	5,52	8,99	0,08	1,66	3,70	2,01	2,27	0,09	0,11	0,92

sintetiche dell'intera tavola di mobilità relativa, ovvero l'*odds ratio* generalizzato relativo alla tavola nel suo insieme, che è la media geometrica di tutti gli *odds ratios* generalizzati di una tavola, e l'*odds ratio* generalizzato relativo alla diagonale (la media geometrica degli *odds ratios* generalizzati della diagonale): il primo è una misura sintetica del grado di associazione tra prima occupazione e occupazione 10 anni dopo, il secondo una misura del peso dell'immobilità rispetto agli altri percorsi possibili. Oltre a queste statistiche della tavola nel suo complesso, la tabella riporta anche i valori degli *odds ratios* generalizzati relativi a una selezione di celle (ovvero di possibili percorsi di mobilità). Si tenga presente che la prima coorte è composta in modo leggermente diverso dalle altre: dato che comprende individui nati dopo il 1955 ed entrati nel mercato del lavoro prima del 1975, essa esclude coloro che sono entrati a più di 20 anni di età, cioè coloro che hanno studiato di più.

Entrambe le statistiche relative alla mobilità relativa complessiva, riportate nelle prime due colonne a sinistra della tabella, presentano un andamento simile a una U rovesciata un po' irregolare: crescono tra la prima e la seconda coorte, diminuiscono di poco con la terza, crescono di poco con la quarta e diminuiscono decisamente con la quinta. La prima coorte è però leggermente diversa dalle altre, per cui è meglio non considerarla nell'interpretazione: rimane quindi un non molto forte trend di aumento della mobilità di carriera, e in particolare di diminuzione dell'immobilità. L'andamento degli *odds ratios* generalizzati relativi all'immobilità mostra che questa è diminuita per coloro che sono entrati nelle classi superiori e medie, mentre per la classe operaia non c'è una tendenza chiara. Si tratta però di una mobilità che non sempre significa un miglioramento: per chi entra in tutte le classi, tranne nella borghesia, aumentano le possibilità di uscire verso l'inoccupazione. Le possibilità di carriera verso la borghesia aumentano per le due classi intermedie, ma non per la classe operaia. Anche il percorso di mobilità ascendente dalla classe operaia alla piccola borghesia sembra indebolirsi con le ultime coorti. In complesso, quindi, c'è un leggero aumento della mobilità di carriera, ma questo non sembra portare in direzione di una maggiore uguaglianza di opportunità, cioè di una diminuzione del peso della posizione iniziale sul percorso di carriera suc-

cessivo. Chi entra in posizione elevata rimane privilegiato, in particolare rispetto alla probabilità di perdere il lavoro. Per quanto riguarda i due percorsi di mobilità ascendente più frequenti, quello interno al lavoro dipendente sembra diventare più frequente, mentre quello dal lavoro dipendente manuale al lavoro autonomo si indebolisce. La struttura occupazionale rimane molto segmentata, quello che aumenta è la mobilità interna ai due segmenti, non quella tra i due.

5. *Contratto d'ingresso e carriera*

La tabella 3.5 mostra le prospettive di carriera dei lavoratori del campione Ilfi, suddivisi a seconda del tipo di contratto con cui hanno fatto ingresso sul mercato del lavoro. I lavoratori atipici hanno maggiori possibilità di movimento di quelli tipici, sia verso l'alto che verso il basso, che verso la disoccupazione. Questa è quasi una tautologia: non è tale, però, l'osservazione che la differenza di possibilità di mobilità tra i nuovi contratti di lavoro flessibile e le «vecchie» situazioni del lavoro in nero e dei contratti stagionali sembra contenuta, anche se gli atipici hanno qualche probabilità in più di mobilità ascendente. Nella maggior parte dei casi lavorare con un contratto atipico è meglio che lavorare senza contratto, ma le opportunità di carriera non sembrano essere granché maggiori.

È anche vero che, come sostengono coloro che danno una valutazione positiva della flessibilizzazione del mercato del lavoro, la transizione a un contratto tipico non è infrequente. La tabella 3.6 è una «tavola di mobilità contrattuale» costruita

TAB. 3.5. *Contratto di ingresso sul mercato del lavoro e carriere successive*

Contratto alla prima occupazione	Mobilità ascendente	Mobilità discendente	Disoccupazione	N.
Tipico	20,7	12,2	13,0	1.762
Atipico	34,9	16,8	28,4	429
Stagionale/nero	31,9	16,0	30,2	634
Totale	25,4	13,6	19,0	2.825

Nota: Le celle riportano le percentuali di individui che nei 10 anni rilevati si sono venuti a trovare almeno una volta nella condizione specifica. Il totale non somma a 100 in quanto non sono riportati i valori degli immobili.

TAB. 3.6. *Tavola di mobilità contrattuale (% di riga)*

Contratto della prima occupazione	Contratto di lavoro 10 anni dopo				
	Tipici	Atipici	Stag./nero	Inocc.	N.
Tipico	83,4	3,7	1,3	11,6	1.762
Atipico	56,9	26,8	1,9	14,5	429
Stagionale/nero	44,0	6,3	27,9	21,8	634
Totale	70,5	7,8	7,4	14,3	2.825

sull'esempio delle classiche tavole di mobilità sociale. Tra coloro che iniziano con un contratto atipico, oltre la metà transitano comunque verso un contratto tipico, una percentuale significativamente superiore a quella di coloro che iniziano in nero o con un contratto stagionale. D'altra parte, oltre i 4/5 di coloro che iniziano la carriera con un contratto tipico lo mantengono, e questi lavoratori sembrano anche più tutelati dalla disoccupazione di quelli che iniziano con contratti atipici.

Come nel paragrafo precedente, anche in questo caso a partire dalla tavola di mobilità è possibile calcolare gli *odds ratios* generalizzati per ogni cella, costruendo una tavola di mobilità relativa che mette a confronto le probabilità di ogni spostamento (ogni cella) con quelle di tutti gli altri spostamenti presenti nella tavola (tutte le altre celle). In questo modo si controlla la variazione dei marginali, che in questo caso in particolare dipende soprattutto dal fatto che esiste una generale tendenza alla stabilizzazione delle posizioni occupazionali nel corso della carriera. La tavola (tab. 3.7) da una parte conferma che chi inizia la propria carriera con un contratto atipico o con un contratto stagionale (o in nero), ha probabilità relative di rimanere nella propria condizione molto maggiori (rispettivamente circa doppie e quadruple) di chi inizia con un contratto tipico. Dall'altra parte, le probabilità relative di trovarsi non

TAB. 3.7. *Tavola di mobilità contrattuale relativa (% di riga)*

Contratto della prima occupazione	Contratto di lavoro 10 anni dopo			
	Tipici	Atipici	Stag./nero	Inocc.
Tipico	5,17	0,49	0,27	1,48
Atipico	0,81	8,66	0,18	0,78
Stagionale/nero	0,24	0,87	20,33	0,24

occupati 10 anni dopo la prima occupazione sono nettamente maggiori per chi entra con un contratto tipico, e nettamente inferiori per chi entra con un contratto stagionale o in nero. Si ricordi però che qui non occupato non significa solo disoccupato, ma anche volontariamente uscito (o meglio, uscita, trattandosi di un fenomeno quasi esclusivamente femminile) dalla forza lavoro.

La tavola di mobilità contrattuale relativa mostra quindi un mercato del lavoro in cui le carriere sono molto segmentate in funzione del contratto con cui si fa ingresso nel mercato del lavoro. La frattura principale sembra essere quella che separa i lavoratori che entrano con un contratto stagionale o in nero da quelli che entrano con contratti tipici e atipici, ma anche la mobilità tra questi ultimi due gruppi di lavoratori, comunque, non è molto elevata. Questo quadro è stabile, o cambia nel tempo? La tabella 3.8 mostra una serie di misure di mobilità di contratto relativa per le diverse coorti di ingresso nel mercato del lavoro⁹.

Gli *odds ratios* generalizzati costruiti sulla tavola in complesso e sulla diagonale (non riportati per brevità) mostrano una leggera tendenza alla diminuzione, dunque la mobilità tra diversi tipi di contratto con il tempo sembra aumentare. Tuttavia, i movimenti che aumentano non sono quelli dei *transitional labour markets* auspicati dagli studiosi vicini al sindacato e favorevoli alla flessibilizzazione del mercato del lavoro [eg Schmidt 2008]. Secondo la teoria dei *transitional labour markets* la flessibilizzazione dovrebbe portare, col tempo, a un *continuum* di tutele, basse all'inizio, ma tali da rinforzarsi con il trascorrere del tempo. Si dovrebbe quindi osservare una crescita delle transizioni dal nero/stagionale verso l'atipico, e da quest'ultimo verso il tipico. Invece, chi entra come atipico non accresce, di coorte in coorte, le sue probabilità relative di avere un contratto tipico 10 anni dopo, né chi entra in nero o stagionale accresce, di coorte in coorte, le probabilità di avere 10 anni dopo un contratto atipico, né uno tipico. Crescono invece, sfortunatamente, le probabilità relative di uscire dal mercato del lavoro per chi vi entra in nero o stagionale, e anche le probabilità per chi entra come atipico di

⁹ Si ricordi che, come segnalato sopra, la prima coorte è un po' diversa, per composizione, dalle altre.

TAB. 3.8. *Misure di mobilità relativa di contratto, per coorte di ingresso nel mercato del lavoro*

Coorte	Totale		Immobilità			Mobilità				
	Tipico	Atipico	SN	At./Tip.	At./Dis.	SN/Tip.	SN/Dis.	SN/At.	At./SN	
<1975	4,35	27,11	75,68	1,45	0,96	0,34	0,04	0,93	0,03	
1975-79	6,9	52,7	118,74	1,12	1,33	0,15	0,14	0,39	0,01	
1980-84	3,4	5,91	12,51	0,72	0,83	0,23	0,23	1,05	0,13	
1985-89	2,71	4,06	5,9	0,75	0,63	0,33	0,24	1,2	0,36	
1990-95	3,1	7,59	3,41	1,03	0,83	0,13	0,39	0,84	0,34	

transitare verso il nero o contratti stagionali. Si tratta, a nostro avviso, di un risultato da sottolineare in quanto mette bene in luce il contenuto «regressivo» sia del modello di deregolamentazione «ai margini» applicata, sia le potenziali conseguenze sociali dello stesso.

6. *Note conclusive*

Il capitolo si chiedeva se e quanto i percorsi di carriera siano in grado di riequilibrare i fattori di disuguaglianza associati all'ingresso nel mercato del lavoro, in particolare la classe e il tipo di contratto di lavoro della prima occupazione degli individui. La risposta, molto sinteticamente, è negativa. Per quanto riguarda la classe della prima occupazione, le analisi confermano che in Italia la possibilità di migliorare sostanzialmente l'occupazione con cui si entra nel mercato del lavoro sono piuttosto basse. La mobilità che si osserva è generalmente di breve raggio: carriere «lunghe», in salita o in discesa, sono poco frequenti. In altri termini, quella italiana è una struttura occupazionale molto segmentata. La circolazione occupazionale che si osserva ha luogo tra classi contigue, in particolare tra la borghesia e la classe media impiegatizia da una parte e tra piccola borghesia e classe operaia dall'altra. Nel corso degli ultimi 35 anni questa situazione non è cambiata più di tanto, e *se è cambiata è cambiata in peggio*: si osserva in effetti una diminuzione dell'immobilità di classe, ma questo dipende dall'aumento delle transizioni verso la disoccupazione (o fuori dal mercato del lavoro). Soprattutto, dal punto di vista dell'uguaglianza di opportunità è preoccupante la diminuzione delle opportunità di mobilità ascendente per chi inizia la propria carriera nella classe operaia. Per questi individui, le opportunità di movimento verso la borghesia e verso la classe media impiegatizia sono sempre state ridotte, ma sembrano diminuire anche quelle verso la piccola borghesia, il classico percorso del «mettersi in proprio», essenziale non solo per lo sviluppo delle piccole imprese industriali del nostro paese, ma anche per la stessa possibilità che si dia apertura sociale in un sistema altrimenti praticamente immobile.

Le conclusioni sull'effetto sulle carriere successive del contratto di ingresso nel mercato del lavoro sono in complesso simili.

Da una parte, chi entra con un contratto atipico ha più probabilità di migliorare la propria posizione di classe rispetto a chi entra con un contratto tipico, ma solo poche in più di chi entra con un «vecchio» contratto stagionale o senza contratto. Si potrebbe comunque sostenere che i nuovi contratti atipici mettono a disposizione delle aziende un'opportuna riserva di flessibilità in ingresso, migliorando la tutela dei lavoratori rispetto ad altre forme di flessibilità meno regolata. Se però si considerano le probabilità relative di cambiare la propria condizione contrattuale, si osserva (anche in questo caso) una prevalenza dell'immobilità. Il segmento meno mobile è quello dei lavoratori che entrano con la «vecchia» flessibilità dei contratti stagionali o del lavoro in nero, ma le opportunità di ottenere un contratto tipico sono ridotte anche coloro che entrano con la nuova flessibilità dei contratti atipici. Come nel caso della mobilità di classe, anche nel caso della mobilità contrattuale si osserva di coorte in coorte un aumento degli spostamenti, ma anche qui gli spostamenti che aumentano non sono quelli che riequilibrerebbero gli svantaggi iniziali: oltre alle possibilità di uscire verso la disoccupazione, o fuori dal mercato del lavoro, aumentano le possibilità di movimenti discendenti, in particolare dal «nuovo» verso il «vecchio» atipico.

Le analisi presentate offrono quindi un quadro poco confortante per chi abbia a cuore, per motivi etici o pragmatici, l'uguaglianza di opportunità sul mercato del lavoro. Dati gli scopi (e i limiti di spazio) del presente lavoro, i risultati presentati servono più a fornire un quadro d'insieme che non ad entrare in dettaglio dei micro meccanismi che originano gli esiti descritti. In particolare, la ricerca dovrà approfondire il rapporto tra le due forme di mobilità di carriera che qui sono state presentate separatamente, quello tra queste e le disuguaglianze salariali (di cui si occuperanno?) i capitoli 6-8 di questo volume. Anche il ruolo di genere ed istruzione nel determinare esiti positivi o negativi (ascesa sociale *vs* immobilità di classe e/o di contratto) avrebbe meritato una trattazione *ad hoc* [si rimanda comunque a Barbieri e Scherer 2009]. Se però si considera che le analisi qui presentate confermano nell'essenziale quanto osservato dai sociologi nell'ultimo quarto di secolo, sicuramente si può dire che esse suggeriscono un ripensamento delle politiche del lavoro e dell'occupazione adottate in modo sostanzialmente *bipartisan* dai governi italiani di queste ultime decadi.

IL CAMBIAMENTO
DELLE OPPORTUNITÀ LAVORATIVE

1. *Premessa*

Negli ultimi decenni il mercato del lavoro ha registrato significativi cambiamenti in tutte le economie sviluppate. In risposta a tali trasformazioni, anche le opportunità lavorative degli individui si sono modificate in maniera rilevante. Già all'inizio degli anni '90 alcuni ricercatori statunitensi notarono come la struttura dell'occupazione americana stesse rapidamente cambiando e identificarono due principali tendenze in atto nell'economia: *i*) gli americani erano sempre più di rado assunti in quelle occupazioni a media qualifica che avevano rappresentato il fulcro dell'attività economica negli anni successivi alla guerra mondiale (come nelle linee di montaggio) e sempre più spesso assunti in mansioni poco qualificate presso imprese del comparto dei servizi (da fast-food a imprese di pulizia o di servizi alla persona)¹; *ii*) la quota di lavoratori qualificati (tipicamente occupati nelle professioni intellettuali o nelle attività di management) tendeva a costituire una porzione sempre più ampia del totale dell'occupazione statunitense. Da allora la letteratura economica ha mostrato un crescente interesse verso le dinamiche della struttura dell'occupazione; in particolare, agli inizi degli anni 2000 i due fenomeni sopra descritti cominciarono a essere esaminati congiuntamente e si iniziò a parlare di *polarizzazione* delle opportunità lavorative,

Questo capitolo è di Elisabetta Olivieri, Servizio Studi Banca d'Italia.

Le idee e le opinioni espresse in questo capitolo sono attribuibili ai soli autori; non coinvolgono la responsabilità dell'Istituto di appartenenza.

¹ Bluestone e Harrison [1988], Costrell [1990], Howell e Wolff [1991], Levy e Murnane [1992], Juhn, Murphy e Pierce [1993] e Murphy e Welch [1993].

con una concentrazione dell'occupazione nelle professioni a alta e bassa qualifica, e uno «svuotamento» in quelle a qualifica intermedia. Questa trasformazione ha destato l'interesse di molti ricercatori per le sue implicazioni di natura economica e sociale. La polarizzazione delle opportunità di lavoro può tradursi, infatti, in un aumento del numero di *working poors* e portare a un indebolimento del ceto medio. Considerando inoltre lo stretto legame che intercorre tra il livello di qualifica del lavoratore e la sua retribuzione, tali dinamiche occupazionali hanno effetti diretti in termini di disuguaglianza salariale: la riduzione del numero di opportunità lavorative a media retribuzione può portare ad un aumento del salario atteso dai lavoratori più istruiti e a un calo per coloro che non hanno raggiunto un livello di istruzione terziario.

Dall'inizio degli anni '90 in Italia, come in altri paesi dell'Europa continentale, le opportunità lavorative hanno subito rilevanti trasformazioni che rimandano ai due fatti stilizzati osservati negli Stati Uniti. In particolare, da un'analisi sul cambiamento dell'occupazione dal 1993 al 2009 condotta sulla base dei dati Eurostat sulle forze di lavoro sono emerse due principali tendenze comuni al caso americano: *i*) un calo della quota di ore lavorate in mansioni a qualifica intermedia (ad esempio gli impiegati di ufficio), *ii*) e un aumento della quota di ore lavorate in mansioni ad alta qualifica, quali le attività manageriali e le professioni intellettuali. Il cambiamento di queste quote è più accentuato nelle regioni del Centro-Nord del paese rispetto al Mezzogiorno e con riferimento all'occupazione maschile rispetto a quella femminile. Questa evidenza si lega inoltre a una ricomposizione demografica per classi di età dell'occupazione: al calo nella quota di ore lavorate nelle professioni meno qualificate hanno contribuito prevalentemente i giovani; tuttavia, l'aumento nell'incidenza delle professioni più qualificate deriva unicamente dagli individui con almeno 35 anni di età.

A differenza degli Stati Uniti, in Italia e in molti paesi europei tali tendenze si sono accompagnate a un leggero calo nella quota di ore lavorate nelle professioni a bassa qualifica e, pertanto, non si può parlare di un vero e proprio fenomeno di polarizzazione delle opportunità lavorative ma, piuttosto, di un *upgrading* dell'occupazione nella parte medio-alta della

distribuzione. Soltanto negli ultimi anni in Italia la struttura ha iniziato a «convessificare», lasciando intravedere segnali di continuità con quanto avvenuto oltreoceano.

Nonostante le differenze internazionali registrate per le mansioni a bassa qualifica, l'occupazione nelle professioni a qualifica medio-alta di molti paesi sviluppati sembra seguire una dinamica comune, interpretabile come il riflesso di uno shock globale che ha interessato l'economia. Questo shock potrebbe potenzialmente essere intervenuto sia dal lato della domanda di lavoro, che dal lato dell'offerta: la struttura dell'occupazione riflette i cambiamenti di composizione sia della manodopera richiesta dalle imprese, sia delle forze di lavoro (ad esempio l'aumento dell'età e del livello d'istruzione medi della popolazione). Tuttavia, i dati relativi alla struttura salariale indicano un aumento delle retribuzioni più intenso agli estremi della distribuzione rispetto alla parte centrale, sia in Italia che negli Stati Uniti. Questo risultato, assieme alla correlazione positiva tra la variazione del salario e quella del tasso di occupazione², sembrano indicare che lo svuotamento dell'occupazione nelle professioni a media qualifica sia stato guidato prevalentemente da fattori trainanti dal lato della domanda di lavoro. In letteratura esiste scarso consenso circa le cause specifiche di tale shock. Molti autori³ imputano al progresso tecnologico tale trasformazione: la computerizzazione dei processi produttivi avrebbe incrementato la produttività dei lavoratori più qualificati e portato ad una sostituzione delle mansioni a media retribuzione, di natura perlopiù routinaria, con le macchine. Nonostante quella tecnologica sia la spiegazione più diffusa, esistono interpretazioni alternative che vedono, ad esempio, nella delocalizzazione all'estero delle fasi routinarie dei processi produttivi il principale motore del fenomeno dello svuotamento dell'occupazione nelle professioni a media qualifica.

I prossimi tre paragrafi raccolgono l'evidenza empirica sui cambiamenti della struttura dell'occupazione per livello

² Calcolata per gruppi demografici omogenei per genere degli individui, luogo di residenza e classe d'età.

³ Levy e Murnane [1992], Katz e Murphy [1992], Acemoglu [2002] e Katz e Autor [1999].

di qualifica richiesta nelle varie professioni. In particolare, i paragrafi 2 e 3 si concentrano sul caso italiano e valutano l'entità del cambiamento delle opportunità lavorative lungo diverse dimensioni (di genere, territoriale, di nazionalità e classe d'età); il paragrafo 4 presenta i risultati relativi agli Stati Uniti e all'Europa. Nel paragrafo 5 saranno richiamate le principali teorie economiche che spiegano le recenti modifiche nelle opportunità lavorative; infine il paragrafo 6 conclude.

2. *Le opportunità lavorative in Italia: «polarizzazione» o «upgrading»?*

In questo paragrafo saranno illustrati i cambiamenti nella struttura dell'occupazione italiana sulla base dei dati Eurostat sulle forze di lavoro. Si osserverà, in particolare, come la rilevanza delle singole professioni sia variata nel tempo e come, di conseguenza, si siano modificate le opportunità lavorative per i lavoratori con diversi livelli di qualifica.

La tabella 4.1 riporta la variazione nella quota di ore lavorate in ogni professione (definita sulla base della classificazione internazionale Isco a due cifre) tra il 1993 e il 2009; le professioni sono ordinate sulla base del numero medio di anni di studio dei lavoratori che vi sono occupati. Per misurare la qualifica del lavoratore, si utilizza un'approssimazione consolidata in letteratura: il livello medio della scolarizzazione dei lavoratori.

Le professioni la cui rilevanza è andata aumentando nel periodo di analisi sono le più qualificate; in particolare la crescita nella quota di ore lavorate è stata sensibile per le professioni legate all'imprenditoria e alla gestione d'impresa (7,4 punti percentuali), le professioni tecniche e quelle intellettuali nell'ambito delle scienze umane (6,3 e 2,1, rispettivamente). Il calo è stato invece particolarmente accentuato per gli impiegati di ufficio (-2 punti), per gli artigiani e gli operai specializzati nei vari settori dell'industria (-5,9 punti) e per le figure semi-qualificate nelle attività commerciali (-6,2). Tra le professioni a bassa qualifica, si registra un debole aumento nei servizi, a fronte di un leggero calo tra le professioni non qualificate dell'industria e delle costruzioni.

TAB. 4.1.

Professione ^a	Quota ore lavorate nel 2009 ^b	Var. quota 1993-2009 ^c
Professioni non qualificate delle miniere, delle costruzioni e attività industriali	2,2	-0,1
Professioni non qualificate nelle attività commerciali e nei servizi	5,9	0,2
Artigiani/operai specializzati settore alimentare, del legno, tessile	3,4	-3,2
Operai specializzati dell'ind. estrattiva ed edilizia	7,6	0,2
Conduuttori di veicoli e di macchinari	4,1	-0,4
Operatori di macchinari fissi e addetti al montaggio	3,5	-0,8
Conduuttori di impianti industriali	1,5	0,2
Artigiani/operai metalmeccanici specializzati	6,5	-2,4
Servizi di protezione e alla persona	7,4	-0,5
Professioni qualificate nelle attività commerciali e dimostratori	3,9	-6,2
Artigiani/operai specializzati della meccanica di precisione, artigianato artistico, stampa	1,0	-0,5
Imprenditori/gestori/responsabili di piccole imprese	7,6	6,2
Professioni tecniche nelle scienze della vita e della salute	2,9	0,7
Impiegati di ufficio	9,8	-2,0
Impiegati a contatto diretto con il pubblico	2,3	0,7
Membri dei corpi legislativi e di governo	0,1	-1,4
Professioni tecniche (escluse le scienze e l'insegnamento)	10,1	2,3
Professioni tecniche nelle scienze fisiche, naturali e nell'ingegneria	5,7	1,6
Imprenditori/gestori/responsabili di grandi imprese	2,5	1,2
Professioni tecniche legate all'insegnamento	2,1	1,7
Insegnanti	2,0	-1,5
Specialisti nelle scienze umane	3,9	2,1
Specialisti nelle scienze matematiche, fisiche, naturali, ingegneri e architetti	2,3	1,5
Specialisti nelle scienze della vita e della salute	1,9	0,3

^a Professioni definite sulla base della classificazione Isco a due cifre. Le professioni sono ordinate in base al numero medio di anni di studio dei lavoratori. Gli anni di studio sono stimati in base al numero di anni necessari a conseguire il titolo più alto posseduto dagli individui.

^b Quota di ore lavorate in Italia in una professione rispetto al totale delle ore lavorate nell'anno.

^c Differenza nella quota di ore lavorate in una professione nel 2009 e nel 1993. Si escludono dal computo le ore lavorate nel comparto dell'agricoltura e della piscicoltura e nelle forze armate.

Fonte: Eurostat.

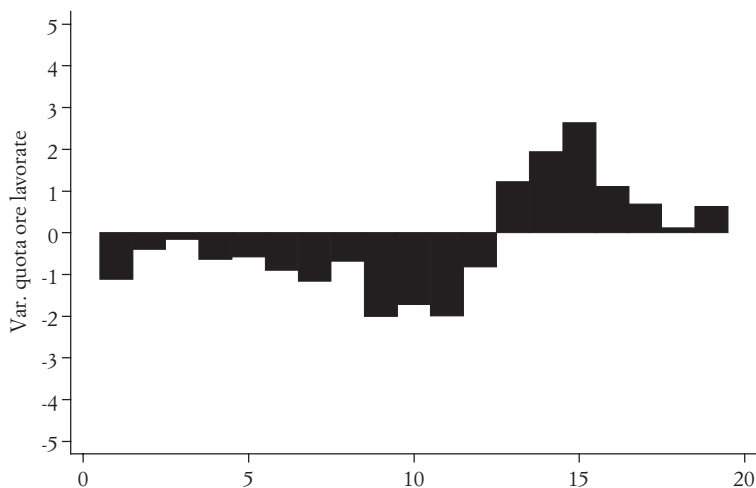


FIG. 4.1. Cambiamento dell'occupazione per ventile della distribuzione delle qualifiche tra le professioni italiane, 1993-2009.

Fonte: Eurostat. Cambiamento nella quota di ore lavorate tra il 1993 e il 2009 per ogni ventile della distribuzione delle qualifiche tra le professioni. La qualifica media in ogni professione è pari alla media del numero di anni di scolarizzazione dei lavoratori (anni di studio necessari per conseguire il titolo di studio più elevato tra quelli posseduti dall'individuo). Le professioni sono definite sulla base della classificazione internazionale Isco a tre digit. Si escludono dal computo le ore lavorate nel comparto dell'agricoltura e della piscicoltura e nelle forze armate.

La figura 4.1 mostra in maniera più immediata come è cambiata la quota di ore lavorate nelle professioni a seconda della qualifica richiesta ai lavoratori. In questo caso è stata usata la classificazione Isco a 3 cifre, per un numero di professioni complessivamente pari a 99. Le professioni sono quindi ordinate sull'asse delle ascisse per livello di qualifica, approssimato dalla scolarizzazione media dei lavoratori nel 1993. Lungo l'asse delle ordinate si legge la variazione della quota di ore lavorate in prossimità di ogni ventile della distribuzione delle qualifiche tra le occupazioni. Dal momento che la somma delle quote è per definizione pari a uno in ogni anno, il cambiamento delle quote deve sommare a zero; di conseguenza, la figura misura la crescita dell'occupazione in ogni tipo di attività economica rispetto al cambiamento complessivo dell'occupazione.

In quest'analisi il ranking delle occupazioni per qualifica è calcolato nel primo anno di analisi, assumendo che esso rimanga costante nel tempo. Tale assunzione viene testata attraverso la correlazione di Spearman tra i ranking delle professioni in base alla qualifica dei lavoratori del 1993 e del 2009. Tale correlazione è molto forte (0,93) e significativamente diversa da zero.

In figura si osserva come negli ultimi 15 anni la quota di ore lavorate sia calata nei primi 12 ventili della distribuzione, con un calo più accentuato in prossimità dei ventili centrali (9-11), ed è cresciuta per quelli più alti. Complessivamente, si osserva quindi un netto calo di input lavoro impegnato in mansioni a media e a bassa qualifica compensato da un aumento di lavoro in quelle più qualificate; tale tendenza indica che in Italia negli ultimi 15 anni vi è stato un *upgrading* delle opportunità lavorative, più evidente nella parte medio-alta della distribuzione delle qualifiche.

Scomponendo la figura 4.1 in due sotto-periodi (fig. 4.2), si osserva che dal 1993 al 2000 il trend di *upgrading* risulta ancora più evidente: il cambiamento dell'occupazione nelle varie professioni appare positivamente correlato con la qualifica media dei lavoratori. Nel secondo periodo (2000-2009) la crescita della quota di ore lavorate nelle professioni qualificate rimane sostenuta, tuttavia si registra un aumento anche nella quota relativa alle professioni a bassa qualifica, con una polarizzazione delle opportunità lavorative simile a quella registrata negli Stati Uniti (v. par. 4). A tale risultato, tuttavia, contribuiscono in parte le regolarizzazioni degli immigrati avvenute nel corso dell'ultimo decennio.

3. *Le dimensioni del cambiamento delle opportunità lavorative in Italia*

La concentrazione dell'occupazione in professioni ad alta, media o bassa qualifica è un fenomeno strettamente collegato alle caratteristiche sociodemografiche degli occupati. La distribuzione dei lavoratori nelle professioni non è, infatti, da considerarsi uniforme: basti pensare alla maggiore concentrazione di donne nei servizi e di uomini nell'industria o all'alta concentrazione di immigrati nelle occupazioni a bassa qualifica. Cambiamenti

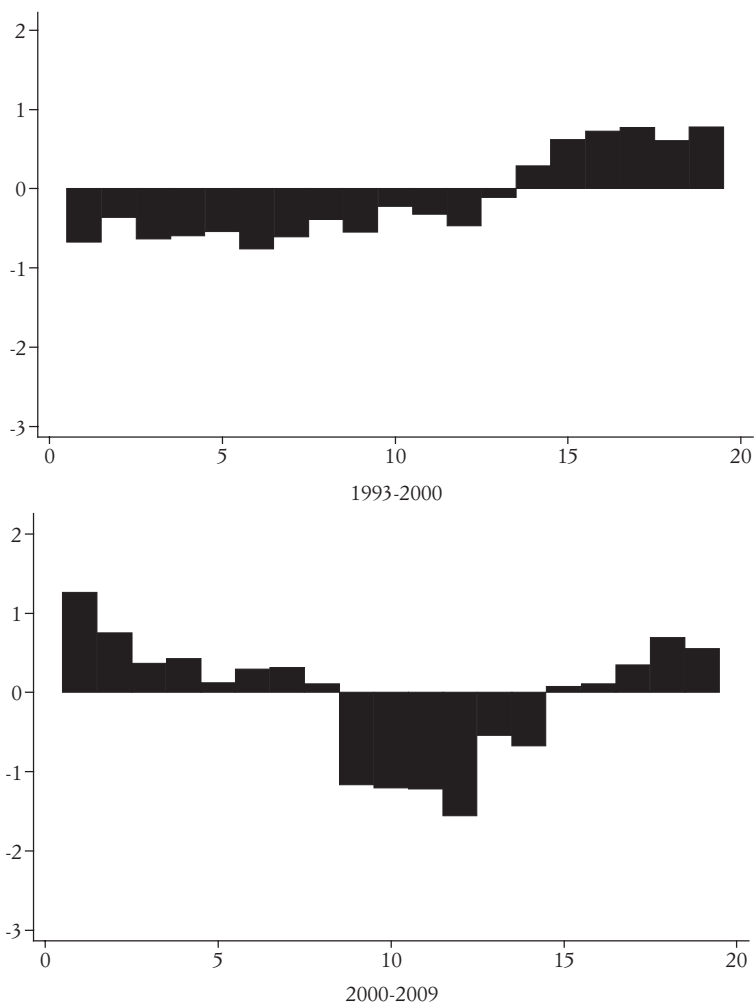


FIG. 4.2. Cambiamento dell'occupazione per ventile della distribuzione delle qualifiche tra le professioni italiane, 1993-2000 e 2000-2009.

Fonte: Eurostat. Cambiamento nella quota di ore lavorate tra il 1993 e il 2000 e tra il 2000 e il 2009 per ogni ventile della distribuzione delle qualifiche tra le professioni. La qualifica media in ogni professione è pari alla media del numero di anni di scolarizzazione dei lavoratori (anni di studio necessari per conseguire il titolo di studio più elevato tra quelli posseduti dall'individuo). Le professioni sono definite sulla base della classificazione internazionale Isco a tre digit. Si escludono dal computo le ore lavorate nel comparto dell'agricoltura e della piscicoltura e nelle forze armate.

demografici o nella scelta di partecipare al mercato del lavoro, quali ad esempio i flussi migratori o la maggiore offerta di lavoro femminile, potrebbero mutare sensibilmente la struttura dell'offerta di lavoro e influenzare così i costi relativi delle diverse tecnologie di produzione, con ripercussioni nella struttura dell'occupazione. D'altro lato, un cambiamento della domanda di lavoro che favorisce alcune tipologie professionali potrebbe favorire indirettamente alcuni gruppi demografici e penalizzarne altri. In questo paragrafo sarà valutato il cambiamento delle opportunità lavorative distinguendo per genere, classe d'età e area di residenza. Tale scomposizione, sebbene non riesca a valutare quanto i cambiamenti demografici abbiano influenzato i cambiamenti nella struttura dell'occupazione, è utile al fine di capire in dettaglio quali gruppi demografici siano stati interessati dal cambiamento in corso e quali siano state le categorie di individui maggiormente penalizzate dalle recenti trasformazioni del mercato del lavoro italiano. In questa sezione saranno usati i dati delle forze di lavoro dell'Istat e le professioni saranno aggregate in 3 gruppi: *i*) a bassa qualifica: professioni non qualificate nei servizi, nell'industria e nelle costruzioni, conduttori di impianti, operai di macchinari e conducenti di autoveicoli; *ii*) a media qualifica: artigiani e operai specializzati, professioni semiqualficate dei servizi e impiegati; *iii*) ad alta qualifica: professioni tecniche, imprenditori e gestori di impresa, specialisti.

Il cambiamento nelle quote di ore lavorate è stato molto più profondo per gli uomini rispetto alle donne. In particolare, il calo nella quota di ore lavorate dagli uomini nelle professioni a media qualifica è stato di oltre 5 punti percentuali superiore a quello registrato per le donne e la quota in professioni qualificate è cresciuta di 5 punti in più (fig. 4.3).

Da un'analisi per classe d'età emerge che il calo nella quota di ore lavorate nelle mansioni a media e a bassa qualifica deriva unicamente dal dato relativo ai giovani con meno di 35 anni (-4,6 punti nelle professioni poco qualificate e -11,2 nelle intermedie; 0,4 e -0,2 per i lavoratori più anziani). La crescita nella quota di ore lavorate nelle professioni più qualificate riguarda al contrario solo gli individui con almeno 35 anni (+15,3, mentre la quota per i giovani è calata di quasi un punto). Tali andamenti riflettono il progressivo deterioramento delle opportunità lavorative dei giovani nel mercato del lavoro

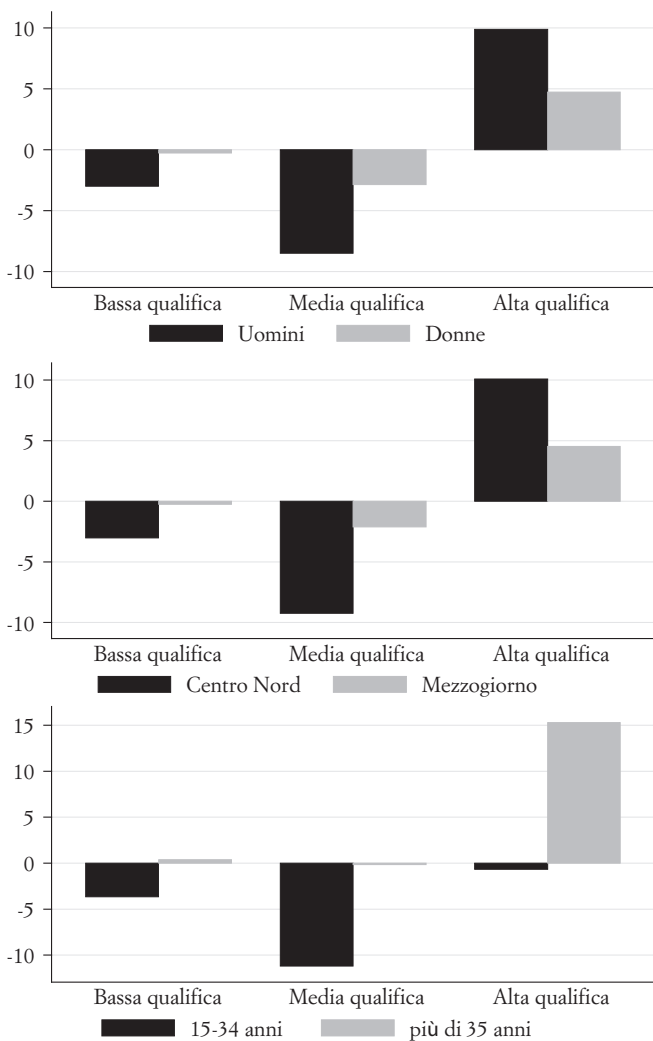


FIG. 4.3. Cambiamento della quota di ore lavorate per tipo di professione, genere, luogo di residenza e classe d'età, 1993-2010.

Fonte: Rilevazione sulle Forze di lavoro, Istat. Le professioni sono aggregate in 3 gruppi: i) a bassa qualifica: professioni non qualificate nei servizi, nell'industria e nelle costruzioni, conduttori di impianti, operai di macchinari e conducenti di veicoli; ii) a media qualifica: artigiani e operai specializzati, professioni semiqualficate dei servizi e impiegati; (iii) ad alta qualifica: professioni tecniche, imprenditori e gestori di impresa, specialisti.

italiano e mostrano come il trend sia trasversale rispetto alla qualifica dei lavoratori.

Un'ulteriore dimensione di analisi è quella territoriale. All'interno del paese esistono grandi differenze nel sistema produttivo e nelle tecnologie di produzione tra le regioni centro-settentrionali e meridionali che possono spiegare diverse evoluzioni della struttura dell'occupazione. La figura 4.3 mostra come cambiamento delle opportunità lavorative sia più accentuato per il Centro-Nord. Al Settentrione, infatti, la quota delle mansioni a media qualifica è calata di oltre 9 punti percentuali (-2,1 al Sud), la quota delle mansioni poco qualificate è calata di 3 punti (-0,3 al Sud) e la quota delle professioni qualificate è cresciuta di 10,1 punti (contro il 4,5 del Mezzogiorno). Tali differenze territoriali potrebbero riflettere il maggiore dinamismo del mercato nelle regioni settentrionali. La maggior specializzazione produttiva nell'industria e la più stretta dipendenza dalla domanda mondiale rendono infatti il Centro-Nord più sensibile ai cambiamenti delle tecnologie internazionali di produzione.

4. *Le opportunità lavorative in Europa e negli Stati Uniti*

I primi segnali di un repentino cambiamento nella struttura occupazionale ad attirare l'attenzione del mondo economico riguardavano gli Stati Uniti, dove l'occupazione dagli anni '90 in poi si è concentrata sempre più nelle occupazioni ad alta e in quelle a bassa qualifica. Questa evidenza è presentata in figura 4.4b, in cui si mostra la variazione delle quote di ore lavorate dal 1990 al 2000 per 326 diverse occupazioni che costituiscono la totalità delle attività lavorative nel mercato del lavoro statunitense. Le professioni sono quindi ordinate lungo l'asse delle ascisse per livello di qualifica dei lavoratori, approssimato dalla retribuzione media nel primo anno di analisi. Lungo l'asse delle ordinate si legge la variazione della quota di ore lavorate in prossimità di ogni percentile della distribuzione delle occupazioni per qualifica. Dal grafico emerge come la crescita dell'occupazione sia stata relativamente più rapida in prossimità dei percentili più alti e di quelli bassi (sotto il decimo) rispetto ai percentili mediani.

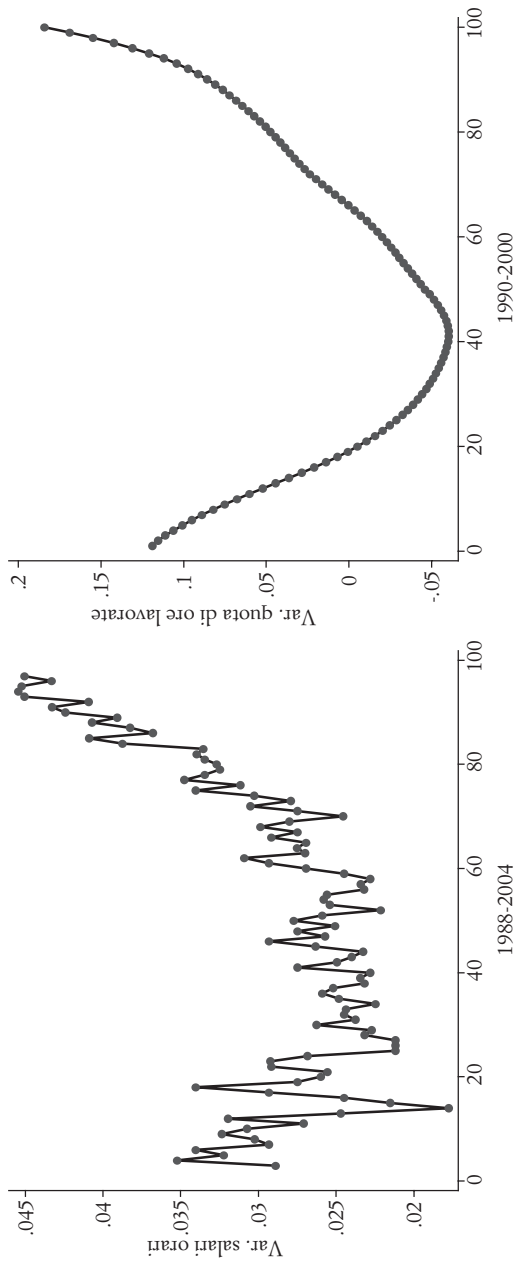


FIG. 4.4. Polarizzazione dell'occupazione e dei salari negli Stati Uniti.

Fuotti: Elaborazioni da Autor *et al.* [2006]. Censur e CPS. (1) Differenza tra la variazione percentuale del salario orario in prossimità di ogni percentile della distribuzione dei salari e il salario mediano; cambio in nella quota di ore lavorate per percentile della distribuzione delle qualifiche tra occupazioni.

La figura 4.4a mostra inoltre la controparte salariale della polarizzazione statunitense. Anche per quanto riguarda le retribuzioni, dagli anni '90 si osserva una convessificazione: i salari sopra e sotto la mediana sono cresciuti di più rispetto al salario mediano. La simmetria nei trend occupazionali e salariali ha fatto sì che si sviluppasse in letteratura la tendenza a indicare nella domanda di lavoro il principale fattore responsabile del cambiamento delle opportunità lavorative oltreoceano.

Il calo della quota di ore lavorate nelle professioni a media qualifica non è stato confinato al caso statunitense, ma sembra piuttosto diffuso nella maggior parte delle economie sviluppate. La figura 4.5, calcolata sulla base dei dati dell'Eurostat, mostra un confronto internazionale sul cambiamento della quota di ore lavorate tra il 1993 e il 2009 per 16 paesi europei distinguendo tra tre gruppi di attività lavorative: le meno qualificate, quelle a media qualifica e le più qualificate. Il ranking copre tutte le professioni (fatta eccezione per l'agricoltura e le forze

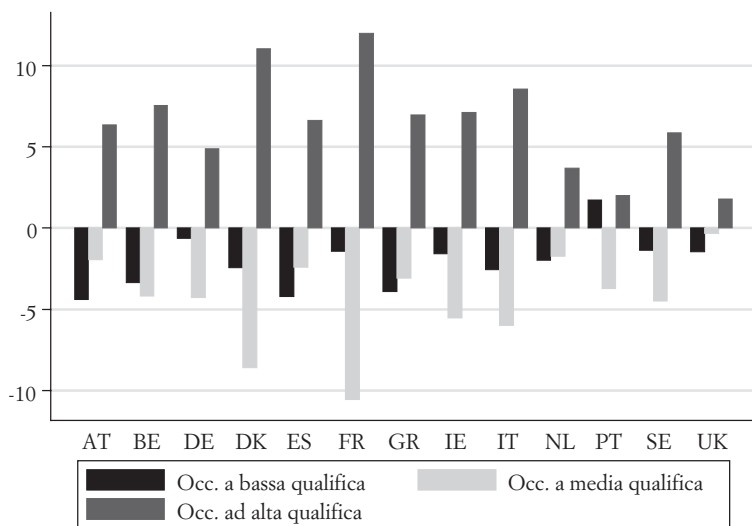


FIG. 4.5. Cambiamento della quota di ore lavorate per tipo di professione in Europa.

Fonte: Eurostat. Cambiamento nella quota di ore lavorate tra il 1993 e il 2009 per tre tipologie professionali. Per i paesi in cui i dati non sono disponibili per l'intero periodo, la variazione è imputata sulla base della variazione media annua nel periodo osservato.

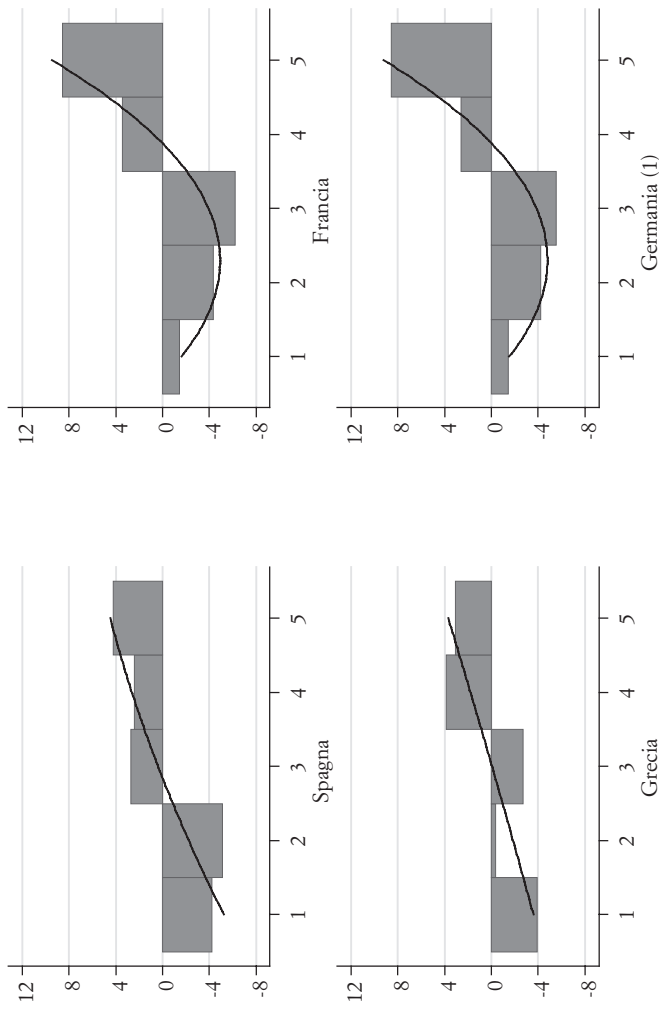


FIG. 4.6. Il cambiamento della struttura occupazionale nei principali paesi dell'Europa continentale, 1992-2009.

Fonte: Eurostat. Cambiamento nella quota di ore lavorate tra il 1993 e il 2009 per ogni quintile della distribuzione delle qualifiche tra le professioni. La qualifica media in ogni professione è pari alla media del numero di anni di scolarizzazione dei lavoratori (anni di studio necessari per conseguire il titolo di studio più elevato tra quelli posseduti dall'individuo). Le professioni sono definite sulla base della classificazione internazionale Isco a tre digit. Si escludono dal computo le ore lavorate nel comparto dell'agricoltura e della piscicoltura e nelle forze armate. (1) Per la Germania la variazione è imputata sulla base della variazione media annua nel periodo 2002-2009.

di polizia) e usa come criterio di identificazione del livello di qualifica richiesto in quelle mansioni la scolarizzazione media dei lavoratori occupati nelle singole professioni.

In tutti i paesi considerati la quota di ore lavorate nelle occupazioni a media qualifica è diminuita nel periodo considerato così come riscontrato nel caso statunitense. Anche la quota di ore lavorate in mansioni ad alta qualifica è cresciuta in tutti i paesi. Con riferimento alle occupazioni a bassa qualifica, si osserva una maggiore eterogeneità tra i paesi europei. In Portogallo la quota di ore lavorate è aumentata tra il 1993 e il 2009 così come negli Stati Uniti; in Germania, Svezia, Regno Unito, Danimarca, Francia e Irlanda è rimasta sostanzialmente costante, mentre nei restanti paesi è diminuita significativamente. Nella media europea tale quota si è debolmente ridotta. Nel confronto con gli altri paesi le variazioni nella struttura occupazionale italiana non risultano particolarmente accentuate; la quota di ore lavorate nelle mansioni a media qualifica è diminuita di circa 6 punti percentuali e quella nelle mansioni ad alta qualifica è aumentata di oltre 8 punti.

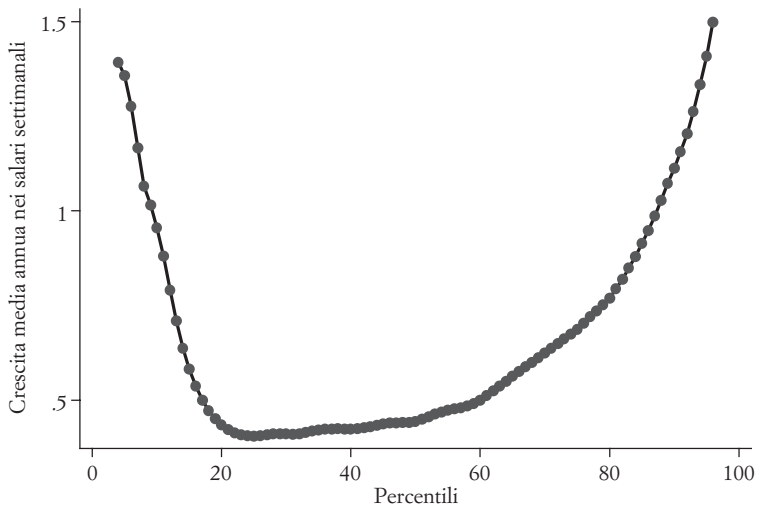


FIG. 4.7. Crescita salariale per percentile della distribuzione dei salari in Italia 1985-2004.

Fonte: WHIP.

La figura 4.7 ripropone l'evidenza in figura 4.1 per quattro paesi i cui mercati del lavoro sono meglio assimilabili a quello italiano: Francia, Germania, Grecia e Spagna. Anche in questo caso, per i paesi trattati, il ranking delle professioni a inizio periodo è fortemente correlato a quello di fine periodo (correlazione di Spearman in media pari allo 0,91). Il ranking delle professioni può inoltre variare da paese a paese; sebbene la finalità dell'analisi non sia quella di confrontare l'andamento dell'occupazione nelle singole professioni, si dimostra comunque che anche tra paesi i ranking a inizio periodo sono strettamente correlati (correlazione di Spearman tra i singoli paesi e l'Italia sempre oltre 0,90).

L'analisi rivela come il caso italiano sia sostanzialmente in linea con quello dei principali paesi dell'Europa continentale. In figura si osserva, infatti, che in tutti i paesi vi è stato un calo nella quota di ore lavorate in prossimità del secondo e/o terzo percentile della distribuzione. Tuttavia, il grafico conferma che in nessuno dei paesi considerati vi sia un vero e proprio trend di polarizzazione.

5. *Possibili cause: il cambiamento della domanda di lavoro*

In linea di principio, la struttura dell'occupazione può modificarsi sia a seguito di cambiamenti dal lato della domanda di lavoro (connessi, ad esempio, all'innovazione tecnologica nei processi produttivi), sia per effetto dell'offerta (flussi migratori o aumento del numero di lavoratori laureati). Ciononostante, in letteratura vi è un sostanziale consenso intorno al fatto che tali tendenze, almeno negli Stati Uniti, siano legate all'evoluzione della domanda di lavoro. Tale convinzione deriva essenzialmente dal confronto tra la dinamica occupazionale e quella salariale. Questo confronto aiuta a capire se i cambiamenti nella struttura occupazionale derivino da fenomeni dal lato della domanda o dell'offerta di lavoro: qualora si trovi una sostanziale simmetria tra il trend dell'occupazione e dei salari per le professioni con un dato livello di qualifica, sarà infatti ragionevole ipotizzare che alla base vi sia una crescita della domanda di lavoro; qualora le due variabili si muovano invece in maniera opposta, probabilmente sarà l'offerta di lavoro ad avere un effetto prevalente.

Autor [2010] mostra che negli Stati Uniti esiste una simmetria tra i cambiamenti registrati nell'occupazione e nei salari delle professioni ad alta, media a bassa qualifica (fig. 4.4). Inoltre, la variazione del tasso di occupazione americano calcolato per gruppi demografici omogenei di individui appare positivamente correlata alla corrispondente variazione salariale. Andiamo a verificare che anche per il caso italiano sia ragionevole ipotizzare uno shock dal lato della domanda di lavoro. Per farlo si ricorre alla controparte in termini salariali del cambiamento della struttura occupazionale studiato in figura 4.1. La figura 4.7 mostra il cambiamento nei salari reali settimanali per ogni percentile della distribuzione salariale dal 1985 al 2004, calcolato sulla base dei dati WHIP⁴. Sul fronte dei salari, il trend di polarizzazione appare molto più evidente che nell'occupazione: i salari più alti e quelli più bassi sono quelli che hanno registrato i più alti tassi di crescita. La crescita annuale media nei salari settimanali è stata pari allo 0,9% per il decimo percentile, 1,2 per il novantesimo e 0,4 per il salario mediano. Tale evidenza, almeno da un punto di vista qualitativo, appare simile a quanto trovato da Autor *et al.* [2006] per gli Stati Uniti. Nella parte medio-alta della distribuzione si osserva un trend simmetrico rispetto a quello in figura 4.1 che sembra avvalorare l'ipotesi che il cambiamento delle opportunità lavorative degli italiani derivi da cambiamenti nella domanda di lavoro; nella coda bassa della distribuzione vi è invece una crescita salariale che si associa ad una crescita occupazionale soltanto a partire dagli ultimi anni, quando si accentua il trend di polarizzazione nell'occupazione.

Il ruolo della domanda di lavoro è confermato anche dal confronto tra la dinamica del salario medio e quella del tasso di occupazione, entrambi calcolati per gruppi demografici omogenei in termini di classe d'età, genere e area di residenza. Distinguendo tra 100 gruppi demografici e guardando al

⁴ Il Work Histories Italian Panel, creato dal centro di studi sull'occupazione Laboratorio R. Revelli (www.laboratoriorevelli.it/whip). Questo dataset colleziona le storie lavorative individuali per il periodo 1985-2004 ed è creato a partire dai dati dell'Istituto nazionale di previdenza sociale (Inps). Il coefficiente di campionamento è all'incirca 1:180 per una popolazione dinamica di 370.000 persone; a differenza dei dati Istat, contiene informazioni soltanto sui lavoratori occupati nel settore privato.

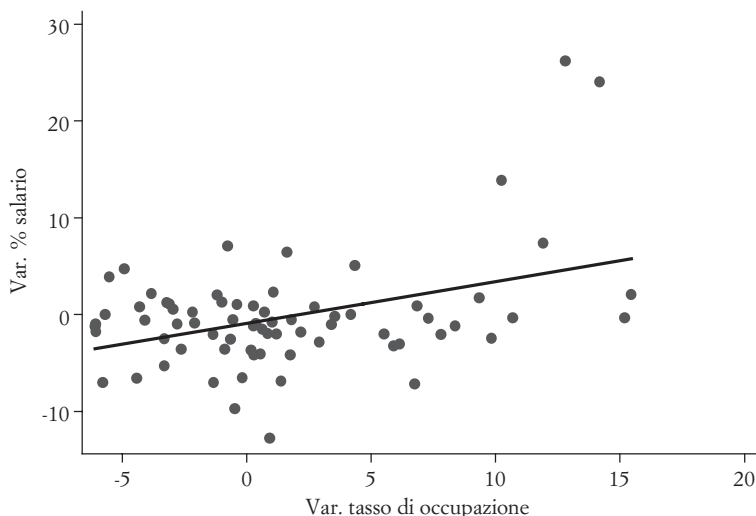


FIG. 4.8. Crescita salariale e cambiamento nel tasso di occupazione per gruppi demografici, 1993-2003.

Fonte: Istat e WHIP. I gruppi demografici sono definiti in termini di classi quinquennali d'età, macroarea di residenza e genere.

cambiamento del salario e del tasso di occupazione dal 1993 al 2003 si trova infatti una correlazione positiva e significativamente diversa da zero (fig. 4.8).

Se vi è un sostanziale consenso tra gli economisti circa il fatto che la domanda di lavoro abbia guidato la convessificazione delle opportunità lavorative negli ultimi anni, vi è invece molto meno consenso circa le specifiche cause che abbiano portato a un cambiamento della domanda di lavoro. La spiegazione più condivisa in letteratura⁵ è quella incentrata sul ruolo del progresso tecnico, capace di influenzare in maniera eterogenea la domanda di lavoro per diversi livelli di qualifica del lavoratore. In particolare, il calo dei prezzi dei computer avrebbe reso sempre più conveniente la sostituzione dei lavoratori a media qualifica con le macchine.

Nordhaus stima che negli ultimi 60 anni negli Stati Uniti il costo, valutato in termini reali, delle elaborazioni di calcolo

⁵ Goos *et al.* [2009b].

attraverso l'*information technology* sia diminuito in media da un anno all'altro di oltre un terzo. La stessa contrazione nei prezzi ha interessato tutte le economie sviluppate che si collocano sulla frontiera tecnologica. Tale calo ha reso sempre più conveniente per i datori di lavoro l'implementazione delle tecnologie informatiche attraverso la sostituzione di lavoratori con computer in quelle mansioni che possono essere svolte dalle macchine con maggiore economicità. Le mansioni a carattere routinario, che richiedono l'applicazione di regole senza discrezionalità, sono quelle in cui il lavoratore può essere più facilmente sostituito da un computer: ad esempio occupazioni a carattere amministrativo, elaborazione di dati, assemblaggio; professioni tipicamente a media retribuzione. Tali mansioni non hanno pertanto registrato un calo di importanza nell'ambito dell'attività economica negli ultimi decenni, nonostante vi sia stato un calo di occupazione in queste professioni.

Per effetto delle complementarità presenti tra mansioni diverse nei processi produttivi, il calo nel costo dei computer, e quindi la maggiore economicità dell'input routinario, avrebbe portato ad un aumento della domanda di lavoro in mansioni ad alta qualifica (le professioni intellettuali) e in parte anche in quelle a bassa qualifica (attività manuali non routinarie), complementari all'attività svolta dai computer.

Tra le spiegazioni alternative a quella tecnologica vi è quella legata all'influenza del commercio estero e dell'esternalizzazione dell'attività produttiva. Molte attività routinarie possono infatti essere svolte lontano dal resto dell'attività aziendale (data entry, assemblaggio) e per questo vengono spesso delocalizzate all'estero. In realtà già negli anni '90 si ipotizzava che il commercio estero avesse un ruolo cruciale sulla struttura salariale e occupazionale statunitense; molti economisti hanno tuttavia contestato tale ipotesi, valutando il volume dei flussi commerciali troppo esiguo per spiegare i grandi cambiamenti nella domanda di lavoro qualificato.

Infine, anche le istituzioni del mercato del lavoro (in particolare i sindacati) potrebbero aver influenzato i cambiamenti nella struttura occupazionale, sebbene tipicamente la contrattazione delle parti sociali avvenga sui salari e non sull'occupazione. Il loro ruolo, potrebbe essere cruciale anche nel tentativo di

spiegare l'eterogeneità presente tra i diversi paesi sviluppati nel comportamento della coda bassa della distribuzione⁶.

6. *Conclusioni*

Questo capitolo analizza il cambiamento delle opportunità lavorative degli italiani negli ultimi 15 anni. L'evidenza empirica proposta mostra come nel corso di questo periodo la quota di ore lavorate nelle occupazioni a media qualifica abbia registrato un calo significativo a fronte di un aumento della quota relativa alle occupazioni ad alta qualifica. Lo svuotamento dell'occupazione nelle attività lavorative a media qualifica accomuna l'Italia a molte altre economie sviluppate, tra cui la maggior parte dei paesi europei e gli Stati Uniti.

L'incidenza delle professioni meno qualificate è complessivamente diminuita nel corso del periodo. Ciononostante, negli ultimi dieci anni tale incidenza ha registrato un'inversione di tendenza, rendendo lo svuotamento dell'occupazione nelle professioni a media qualifica ancora più evidente.

Questo fenomeno è generalmente chiamato in letteratura polarizzazione dell'occupazione e, in Italia come negli Stati Uniti, si è accompagnato anche a una polarizzazione della struttura salariale, cioè a un aumento delle retribuzioni più intenso agli estremi della distribuzione delle retribuzioni rispetto alla parte centrale. La corrispondenza tra i cambiamenti avvenuti nella struttura occupazionale e in quella salariale sembrano indicare che lo svuotamento dell'occupazione nelle professioni a media qualifica sia stato guidato prevalentemente da fattori trainanti dal lato della domanda di lavoro, quali ad esempio il progresso tecnologico e l'informatizzazione dei processi produttivi.

⁶ Nellas e Olivieri [2011].

LE DISUGUAGLIANZE DI GENERE

1. *Introduzione*

Una delle dimensioni della disuguaglianza più accentuate nel nostro paese è quella di genere. L'Italia si caratterizza per evidenti differenze tra uomini e donne in molteplici aspetti della vita economica e sociale. Anche in questo caso non si tratta di una disuguaglianza unica, ma di tante disuguaglianze, con alcune dimensioni notevolmente più accentuate di altre.

Se consideriamo un indicatore sintetico della disuguaglianza di genere come il Global Gender Gap Index stilato annualmente dal World Economic Forum, l'Italia si colloca nel 2010 al settantaquattresimo posto su 134 paesi. Tale indicatore coglie quattro dimensioni: disuguaglianza nell'ambito di occupazione, remunerazioni e carriera; nel campo dell'istruzione; nella salute e nella probabilità di sopravvivenza e nella politica. L'Italia risulta particolarmente in ritardo nei risultati conseguiti sul mercato del lavoro, che collocano il nostro paese al novantasettesimo posto. Poco soddisfacente anche la performance nella rappresentanza politica, mentre non ci sono evidenti differenze di genere nella dimensione dell'istruzione e della salute.

In un momento in cui la parità di genere è considerata un obiettivo prioritario non solo come riconoscimento di un diritto, ma anche come condizione e strumento di crescita economica¹, i ritardi italiani nel colmare le differenze di genere appaiono particolarmente critici.

Questo capitolo è di Alessandra Casarico e Paola Profeta, Università Commerciale L. Bocconi.

¹ «Gender equality is a fundamental right, a common value of the EU, and a necessary condition for the achievement of the EU objectives of growth, employment and social cohesion» (EU Commission).

Quando e perché hanno origine le disuguaglianze di genere?

Una prospettiva promettente per cogliere la nascita e le possibili determinanti delle disuguaglianze di genere in Italia è quella di guardare ai singoli individui nel corso del loro ciclo vitale. Se infatti analizziamo gli snodi principali lungo l'arco di vita di uomini e donne, partendo dalla scelta di istruzione per arrivare a quella di occupazione, formazione della famiglia e fecondità, ci accorgiamo che le differenze tra uomini e donne in Italia seguono un'evoluzione ben precisa: sono pressoché inesistenti nella fase dell'istruzione, nascono con l'ingresso nel mondo del lavoro e si amplificano con la formazione della famiglia e le scelte di fecondità. Partendo dall'istruzione, è noto che ormai il numero di laureate ha superato quello dei laureati: il 60% delle persone che si laureano in Italia oggi è donna (era solo il 25% nel 1950), un risultato che ci colloca in posizione migliore di paesi come Regno Unito e Stati Uniti. Passando al mondo del lavoro tuttavia la situazione appare molto diversa: il tasso di occupazione femminile per la coorte di età 15-64 anni è solo pari al 46,1%, ultimo in Europa con la sola eccezione di Malta, lontano dall'obiettivo del 60% fissato dall'agenda europea a Lisbona per il 2010, ormai superato, e ancora più lontano dall'obiettivo del 75% fissato per uomini e donne per il 2020. È interessante notare però che il dato medio nazionale nasconde differenze regionali enormi, con un tasso di occupazione medio al Nord intorno al 56% e il Sud fermo al 30,5%. Sebbene differenze nei tassi di occupazione tra Nord e Sud siano ben visibili anche per gli uomini, sono certamente più contenute. Il dato medio nasconde anche il fatto che i tassi di occupazione nelle coorti più giovani sono molto più elevati, ma i differenziali di genere rimangono comunque significativi poiché anche la partecipazione maschile è maggiore nelle coorti più giovani. La formazione della famiglia e la nascita dei figli amplificano ulteriormente il differenziale occupazionale di genere: gli uomini con figli lavorano infatti di più di quelli senza figli, mentre per le donne avviene il contrario. Il tasso di occupazione delle donne tra i 20 e i 49 anni senza figli, pari al 63,9%, scende al 59,9% in presenza di un figlio, al 54,1% in presenza di due figli e al 41,3% quando i figli sono tre o più. Ben il 15,1% delle donne occupate abbandona il lavoro dopo

la nascita di un figlio. Questo avviene in parte anche negli altri paesi, ma in Italia il tasso di occupazione delle madri non cresce all'aumentare dell'età del bambino, ad indicare che l'uscita è definitiva. È necessario sottolineare a questo punto che la bassa occupazione delle madri non si associa tuttavia ad un'elevata fecondità delle donne italiane, anzi: il tasso di fecondità italiano è fermo a 1,41 figli per donna, tra i più bassi dei paesi europei, con, è interessante notarlo, una media leggermente superiore al Nord rispetto al Sud del paese.

La disuguaglianza di genere nel mondo del lavoro emerge quindi come la più critica e la più evidente nel nostro paese. In particolare, la prima e più chiara manifestazione di tale disuguaglianza è rappresentata dalle differenze nella partecipazione di uomini e donne al mercato del lavoro. Per analizzare questa disuguaglianza, la prospettiva individuale nel tempo, centrata sul passaggio critico dall'istruzione al lavoro, e quella territoriale, espressa dalle notevoli differenze di risultati tra le diverse aree del paese, in particolare Nord e Sud, emergono come gli aspetti più caratteristici e più interessanti da indagare. Su questi vogliamo sviluppare la nostra analisi.

In questo capitolo ci soffermeremo sulla disuguaglianza di genere nel mondo del lavoro, concentrandoci in particolare sulla disuguaglianza tra uomini e donne nei tassi di occupazione. Adotteremo la duplice prospettiva del ciclo di vita individuale e quella territoriale, provando ad indagare l'origine e le determinanti delle differenze nella partecipazione di uomini e donne al mercato del lavoro italiano, senza pretesa di completezza, ma sottolineando alcuni tratti lasciati relativamente inesplorati dagli studi esistenti.

Per rispondere alla domanda sul quando hanno origine le disuguaglianze di genere, cominceremo ad analizzare il passaggio dall'istruzione al lavoro, che rappresenta il primo momento critico per l'emergere dei differenziali di genere nell'occupazione. I risultati di un modello teorico di scelta di istruzione in un contesto di informazione imperfetta ci aiuteranno a far luce su questo passaggio.

La domanda sulle cause delle disuguaglianze di genere, sempre avendo in mente in primo luogo i differenziali occupazionali tra uomini e donne, è più complessa: non esiste un'unica causa, ma tanti sono gli elementi che contribuiscono

a spiegare le differenze nei tassi di occupazione maschili e femminili in Italia. Gli studi precedenti [per una rassegna si veda Casarico e Profeta 2010] hanno sottolineato per esempio il ruolo delle politiche pubbliche (asili nido e servizi per gli anziani) e della divisione dei ruoli all'interno della famiglia, in particolare la presenza o meno di condivisione della cura dei figli tra genitori. Politiche pubbliche a favore della famiglia e condivisione della cura dei figli contribuiscono a facilitare l'accesso e la permanenza delle donne nel mondo del lavoro. Anche le aspettative delle imprese possono essere importanti: la bassa occupazione femminile potrebbe dipendere non tanto e non solo da una carenza di offerta di lavoro femminile, ma dalla indisponibilità delle imprese ad assumere le donne, legata all'aspettativa di costi di maternità elevati o alla stima di minore tempo ed energia (e quindi minore produttività) che le donne potranno dedicare al lavoro rispetto agli uomini, a causa del carico di lavoro domestico che grava principalmente su di esse. Dietro tutti questi elementi possiamo, almeno in parte, ritrovare una causa scatenante più profonda, spesso citata come vera responsabile delle disuguaglianze di genere, ma difficilmente quantificata o oggetto di analisi rigorose: la cultura. La disuguaglianza di genere dipende almeno in parte dalle attitudini degli individui nei confronti del lavoro femminile, della divisione dei ruoli nella coppia, delle responsabilità di uomini e donne, così come dall'attitudine delle imprese verso il lavoro femminile. La cultura diventa una determinante cruciale, che a sua volta permea la logica della condivisione nella coppia, influisce sulle aspettative delle imprese, è rilevante per comprendere le politiche pubbliche adottate dal paese. Se la cultura si esprime in modo diverso in paesi diversi o in aree diverse dello stesso paese, questo può contribuire a determinare l'eterogeneità nella disuguaglianza di genere nell'occupazione. Indagando i divari occupazionali di genere nella loro interessante eterogeneità geografica, mostreremo come le variabili culturali possano contribuire a spiegare i differenziali occupazionali di genere nelle province italiane.

Infine analizzeremo brevemente altre manifestazioni della disuguaglianza di genere nel mercato del lavoro italiano, diverse dai tassi di occupazione. In particolare forniremo i risultati di alcune nostre stime basate sui dati IT-Silc sui differenziali salariali

di genere, che rappresentano, insieme a quelli di occupazione, l'evidenza più importante dell'esistenza di disuguaglianze di genere nel mondo del lavoro.

2. *Quando nasce la disuguaglianza occupazionale di genere: Il passaggio dall'istruzione al lavoro*

Perché le donne italiane investono in istruzione tanto quanto gli uomini, ma poche donne italiane lavorano? È una domanda che ci poniamo continuamente: nel mondo della scuola e dell'università le ragazze sono rappresentate tanto quanto i ragazzi e raggiungono risultati spesso migliori². Tuttavia, come abbiamo già sottolineato, nel mondo del lavoro la situazione cambia drasticamente ed è ancora diffuso il fenomeno dell'inattività femminile o dell'abbandono del mondo del lavoro alla nascita di un figlio.

La letteratura teorica economica esistente ha fornito alcune spiegazioni di questo fenomeno. Una possibilità è che le donne investano in istruzione non solo per lavorare di più e meglio, ma anche per finalità non necessariamente legate al mondo del lavoro, per esempio per costruire una propria identità, per cercare mariti più istruiti o per avere maggiore potere decisionale nella famiglia. In particolare, la recente letteratura che analizza il funzionamento del cosiddetto «mercato del matrimonio» [Chiappori *et al.* 2009] sottolinea come la scelta di istruzione delle donne possa essere particolarmente importante per ottenere potere decisionale nella famiglia, indipendentemente dal salario, e quindi per permettere alle donne di estrarre surplus (e benessere) nella contrattazione con il partner.

Una possibile nuova interpretazione che suggeriamo³ è basata invece sull'idea che la scelta di istruzione delle donne si compia in un contesto di informazione imperfetta, e la scelta di lavoro invece avvenga in presenza di vincoli legati ai

² Per ulteriori analisi sulla presenza o assenza di disuguaglianze di genere in ambito scolastico o in termini di competenze acquisite, si vedano i capitoli 1 e 2.

³ Si veda Casarico e Profeta [2010] per l'esplicitazione del modello teorico e delle sue implicazioni.

costi associati alla cura di un figlio, non del tutto prevedibili a priori, e in un certo senso indipendenti dalla volontà o dalle caratteristiche della donna stessa. In altri termini, supponiamo che nel momento in cui le ragazze decidano di istruirsi non abbiano informazione completa sul tempo richiesto per le cure al bambino. Solo quando avranno un figlio sarà rivelato il costo ad esso associato, che dipende dalla natura del bambino, ovviamente ignota prima della sua nascita, ma anche dalla condivisione del lavoro di cura tra i genitori, dal supporto che la famiglia riceverà da aiuti informali o dal sistema di politiche pubbliche. Tutte queste informazioni non sono perfettamente note o anticipabili con certezza nel momento in cui una ragazza decide se studiare o meno. L'unica possibilità che la donna ha è attribuire una certa probabilità al caso in cui le condizioni saranno tali per cui le sarà possibile lavorare alla nascita del figlio e una certa probabilità al caso contrario. Ci saranno quindi persone che si istruiscono, ma poi non lavorano perché il costo rivelato non lo rende conveniente. Si tratta cioè di capitale umano (femminile) inutilizzato. Poiché, come ben sappiamo, nelle nostre società ed in particolare in Italia, la cura dei figli grava particolarmente sulla madre, è ragionevole pensare che questa asimmetria informativa caratterizzi la scelta delle donne e non quella degli uomini, con il risultato che per le donne può emergere discrepanza tra scelta di istruzione e lavoro, ma non per gli uomini (almeno non attraverso questo canale).

La presenza di asimmetria informativa e l'impossibilità di eliminarla alla radice potrebbero far pensare che le disuguaglianze di genere dissolte nel mondo dell'istruzione non porteranno comunque alla soluzione del problema delle disuguaglianze di genere nel mondo del lavoro, che quindi sono destinate a permanere. In realtà, è possibile dimostrare che in questo contesto l'introduzione di un sistema di imposte e trasferimenti mirato alle donne lavoratrici (o alle famiglie in cui lavorino entrambi i partner) può avere un effetto positivo sull'occupazione femminile: se infatti le donne lavoratrici sono destinatarie di trasferimenti finalizzati alla copertura dei costi di cura dell'infanzia, lavorare e affidare parzialmente la cura all'esterno è più probabile siano le scelte ottimizzanti. Più donne saranno incentivate a restare nel mondo del lavoro, con effetti positivi sul livello di occupazione del paese, e quindi sul

livello di Pil. Attraverso le aspettative, a sua volta un sistema simile di imposte e trasferimenti potrebbe indurre le donne a investire di più in istruzione, con ulteriori effetti benefici sulla crescita del paese.

Queste considerazioni suggeriscono che, non solo una maggiore istruzione ha un impatto positivo sulla partecipazione femminile al mondo del lavoro, aiutando a ridurre le disuguaglianze occupazionali almeno tra uomini e donne con titoli superiori. Se l'osservazione dei risultati conseguiti sul mercato del lavoro da parte, ad esempio, delle donne più anziane, ha un'influenza sulla formazione delle aspettative delle giovani sulle loro opportunità e prospettive lavorative, politiche attente alla partecipazione femminile sul mercato del lavoro possono indirettamente influenzare le scelte di istruzione, aprendo la strada ad un circolo che può essere virtuoso (ma anche vizioso se non c'è alcuna attenzione al tema), sulle scelte di investimento in capitale umano.

3. *Le cause della disuguaglianza occupazionale di genere: il ruolo della cultura nelle province italiane*

L'importanza della cultura sui risultati economici, in particolare sui comportamenti nel mondo del lavoro è oggetto di una recente e proficua letteratura economica⁴. In particolare, numerosi studi di Raquel Fernández con riferimento soprattutto agli Stati Uniti evidenziano come il contesto culturale sia rilevante per determinare i livelli di occupazione femminile che osserviamo⁵. In altri termini: spesso le donne lavorano poco perché così impongono i valori prevalenti e condivisi del gruppo di appartenenza. Il termine «cultura di genere» si riferisce alle attitudini e alle preferenze degli individui sul ruolo di uomini e donne nell'economia e nella società, in particolare sui loro rispettivi compiti nel lavoro di cura dei figli e nel lavoro sul mercato. Anche le imprese contribuiscono a creare la cultura di genere, quando esprimono le loro preferenze verso l'assunzione di uomini o donne.

⁴ Si veda Guiso, Sapienza e Zingales [2006].

⁵ Si veda Fernández [2007].

La sfida principale da affrontare per valutare l'impatto della cultura sui risultati economici riguarda sicuramente la misurazione della cultura stessa, ossia la possibilità di catturarne gli aspetti salienti tramite l'utilizzo di indicatori affidabili. La maggior parte degli studi esistenti si affida ad una misurazione diretta delle preferenze e attitudini dei cittadini facendo riferimento alle risposte a domande loro poste in indagini campionarie. Anche in questo capitolo seguiamo questo approccio. La figura 5.1 mostra le risposte dei cittadini ad alcune domande poste dall'indagine World Value Survey in diversi paesi del mondo. Possiamo ritenere che queste domande e le relative risposte siano indicative della cultura di genere della società italiana confrontata con quella europea ed evidenziano che la dimensione culturale può giocare un ruolo importante nel nostro paese. La figura considera le risposte a tre domande che rivelano le attitudini nei confronti del lavoro femminile, in particolare delle mamme, e del ruolo di uomini e donne nella cura dei figli. All'affermazione «Un bambino in età prescolare soffre se la mamma lavora» l'81,4% degli italiani dichiara di essere d'accordo, contro una media europea del 55,6%. Alla domanda «Una madre che lavora può stabilire una relazione sicura e intensa con suo figlio tanto quanto una mamma che non lavora», il 64,1% degli italiani si dichiara d'accordo,

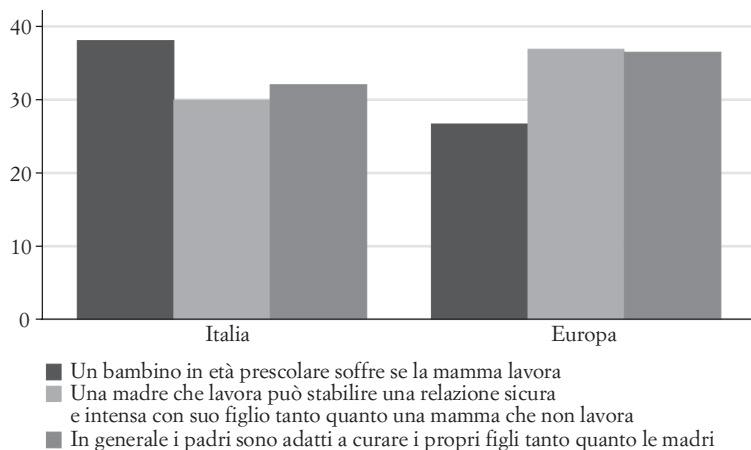


FIG. 5.1. Didascalìa???

contro una più elevata media europea del 76,9%. Infine con l'affermazione «In generale i padri sono adatti a curare i propri figli tanto quanto le madri» gli italiani sembrano essere meno d'accordo della media europea (68,5 contro 76,1%). Queste risposte sembrano quindi suggerire che in Italia prevalga, rispetto agli altri paesi europei, una cultura più avversa alla donna lavoratrice, soprattutto se mamma, e meno aperta alla condivisione delle responsabilità di cura dei figli tra i genitori. Queste attitudini potrebbero almeno in parte spiegare i ritardi italiani nella partecipazione femminile al mercato del lavoro.

Poiché il caso italiano si caratterizza, come abbiamo già notato, per una forte eterogeneità territoriale nei tassi di occupazione femminile, può essere interessante analizzare se la cultura di genere differisca tra le province italiane e se tali differenze possano essere, almeno in parte, responsabili dell'eterogeneità nei differenziali occupazionali di genere tra province italiane. In altri termini, proviamo a testare il ruolo della variabile «cultura di genere» come determinante della disuguaglianza di genere nei tassi di occupazione, focalizzandoci sulle differenze tra province italiane.

Poiché la cultura di genere non è rappresentata solo dall'attitudine degli individui, ma anche dalla visione delle imprese, per misurare la cultura di genere nelle province italiane proponiamo due indicatori complementari. Il primo è un indicatore sintetico delle preferenze individuali basato sulle risposte date da un campione di individui in ciascuna provincia italiana a tre domande della World Value Survey: *i*) essere una casalinga è soddisfacente quanto lavorare sul mercato; *ii*) un figlio in età pre-scolare soffre se la mamma lavora; *iii*) quando il lavoro scarseggia, gli uomini devono avere precedenza sulle donne. L'indicatore è costruito aggregando le risposte a queste tre domande per ogni provincia italiana in modo che un valore più alto indichi una cultura della società più egualitaria tra uomini e donne e meno avversa quindi alle donne lavoratrici.

Il secondo indicatore è basato sulle previsioni di assunzione di un campione di imprese in ogni provincia italiana e sulle loro dichiarazioni relative al genere preferito (uomini, donne e indifferenti), rilevate dall'indagine Excelsior di Unioncamere (disponibile on-line) che copre un campione rappresentativo di oltre 100.000 aziende italiane. Secondo questi dati nel 2009 il

34,35% delle imprese italiane dichiara di preferire l'assunzione di uomini, solo il 17,1% preferisce una donna e il resto è indifferente. Ovviamente se le imprese esprimessero una cultura di genere favorevole alle donne o quantomeno non avversa avremmo molti più indifferenti. Il nostro indicatore di cultura dell'impresa è rappresentato per ogni provincia dalla percentuale di posizioni per le quali l'impresa dichiara di preferire una donna o essere indifferente rispetto a preferire un uomo. Anche in questo caso quindi un valore più alto indica una cultura dell'impresa più ugualitaria tra uomini e donne. Questo secondo aspetto, che si rivelerà importante, non è stato tuttavia considerato nella letteratura esistente che analizza il ruolo della cultura sui risultati economici, e quindi rappresenta un aspetto innovativo della nostra analisi.

Per misurare l'uguaglianza di genere nell'occupazione calcoliamo per ogni provincia la proporzione di donne occupate tra i 15 e i 64 anni sugli uomini occupati: un valore più alto indica che il differenziale occupazionale di genere è minore.

Le figure 5.2 e 5.3 mostrano la relazione tra i nostri due indicatori di cultura di genere e l'uguaglianza di genere nell'occupazione considerando il dato medio regionale, che abbiamo

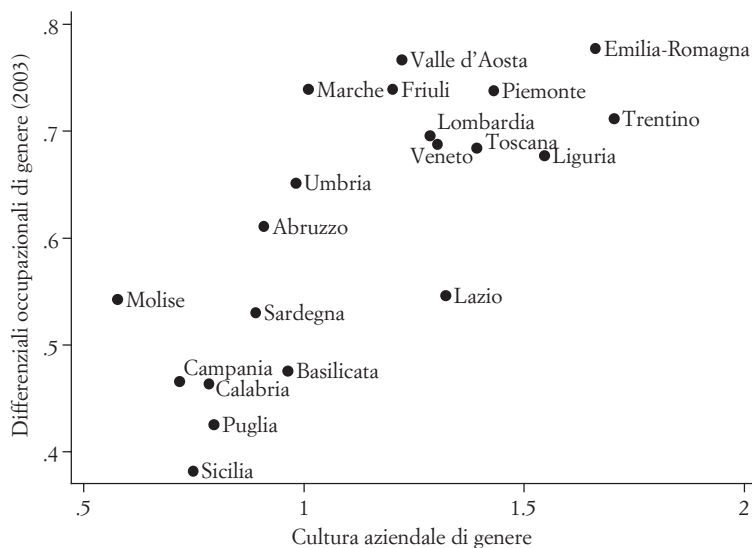


FIG. 5.2. Didascalìa??.

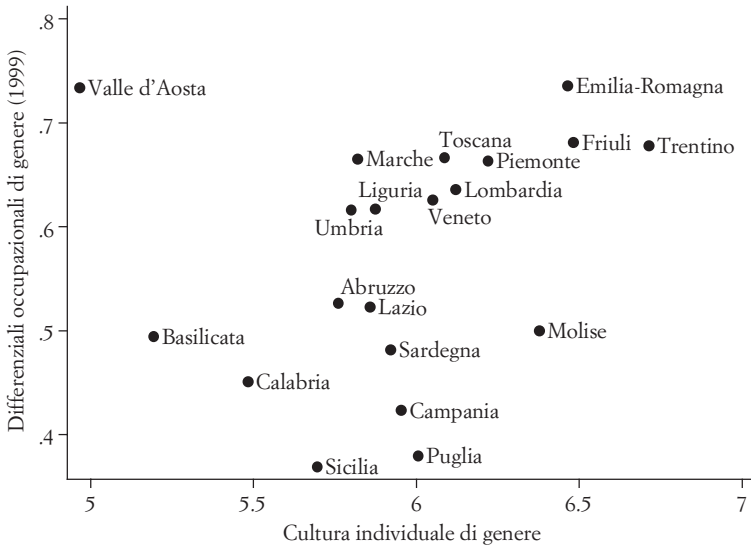


FIG. 5.3. Didascalia??.

ottenuto aggregando i dati provinciali e che presentiamo in luogo di questi ultimi per una maggiore chiarezza nella lettura delle figure. È evidente che la relazione è positiva per entrambi gli indicatori di cultura: dove la cultura di genere è più ugualitaria anche i differenziali occupazionali di genere sono inferiori. Le figure 5.2 e 5.3 mostrano anche che le regioni del Sud sono tipicamente caratterizzate sia da una cultura di genere meno ugualitaria, sia da divari tra i tassi di occupazione femminili e maschili più ampi rispetto alle regioni del Nord.

Le figure 5.2 e 5.3 illustrano semplicemente una correlazione tra due fenomeni che non può essere interpretata come una relazione di causalità per almeno due motivi: in primo luogo, non è possibile dire se la cultura sia causa della disuguaglianza occupazionale o viceversa; in secondo luogo, potrebbe verificarsi che una variabile omessa sia responsabile sia dei risultati in termini di cultura di genere, sia dei risultati sull'occupazione. Dobbiamo quindi condurre un'analisi econometrica rigorosa⁶

⁶ Per i dettagli sull'analisi econometrica e per ulteriori informazioni sui dati utilizzati si veda Campa, Casarico e Profeta [2010].

per concludere se la maggiore apertura della società e delle imprese alle donne lavoratrici sia responsabile, almeno in parte, di differenziali occupazionali di genere più bassi.

Il problema della causalità inversa può essere affrontato ricorrendo ad una variabile strumentale. Nel nostro caso adottiamo una variabile storica: il rapporto tra il tasso di alfabetizzazione femminile e maschile nel 1911, che otteniamo consultando i dati del Censimento condotto in Italia in quell'anno. Questa variabile può essere considerata un buono strumento per diversi motivi. In primo luogo è correlata con i nostri indicatori di cultura (la correlazione con l'indicatore di cultura della società è pari a 0,4 e con quello dell'impresa a 0,6) ma non con il differenziale occupazionale di genere di oggi e neanche con quello del 1911 (la correlazione in questo caso è pari a $-0,083$). Questo suggerisce che la nostra variabile strumentale non cattura caratteristiche del mercato del lavoro che favoriscono l'occupazione femminile rispetto a quella maschile in una data provincia. In secondo luogo, usando il rapporto tra il tasso di alfabetizzazione femminile e maschile invece del semplice tasso di alfabetizzazione maschile si riduce il rischio di cogliere differenze nell'alfabetizzazione di tutta la popolazione (uomini e donne) tra province dovute a variabili reddituali o istituzionali. Infine notiamo che nel nostro contesto, poiché l'analisi è condotta all'interno dello stesso paese, l'assenza di effetti fissi non è così preoccupante come tipicamente succede nelle analisi cross-country e come evidenziato per esempio da Algan e Cahuc [2007]. Risulta infatti difficile pensare a caratteristiche che non varino nel tempo che possono influenzare sia il rapporto tra alfabetizzazione femminile e maschile nel 1911 sia le nostre misure di uguaglianza di genere. La religione, per esempio, non può generare problemi di distorsione in questo caso come tipicamente avviene in altri contesti, perché tutte le province italiane sono costantemente cattoliche.

Dobbiamo inoltre cautelarci contro il rischio di variabili omesse. La nostra relazione deve essere cioè verificata a parità di alcune condizioni che rappresentano altre possibili determinanti dei differenziali occupazionali di genere, indipendenti dalla cultura. Introduciamo a tal fine le variabili di controllo che riteniamo più importanti. A livello provinciale esse includono, in primo luogo, caratteristiche del mercato del lavoro, come

la percentuale di imprese di grandi dimensioni (con più di 50 dipendenti) sul totale delle imprese e la percentuale di imprese nel settore dei servizi. È noto infatti che le donne sono più occupate nelle imprese di grandi dimensioni e nel settore dei servizi. Sempre a livello provinciale consideriamo anche alcune caratteristiche sociodemografiche, quali un indice di natalità (il rapporto tra nascite e media della popolazione femminile residente tra i 15 e i 39 anni per mille) e il tasso di istruzione femminile (la percentuale di donne tra i 19 e i 34 anni con un diploma di scuola superiore sul totale delle donne di quell'età) e alcune caratteristiche del contesto istituzionale, in particolare la disponibilità di servizi alla prima infanzia (la percentuale di bambini tra 0 e 2 anni che vanno all'asilo nido sul totale di bambini di quell'età). Sappiamo infatti che le donne istruite lavorano di più di quelle meno istruite, e che dove i servizi alla prima infanzia sono più diffusi è più probabile che le donne lavorino. È inoltre interessante capire se esiste una relazione tra tasso di fecondità e tasso di occupazione femminile, ed in particolare se tale relazione all'interno delle province italiane sia positiva, come sottolineato da recenti studi [Del Boca e Rosina 2010]. A livello regionale poi controlliamo per la percentuale di occupati part-time sul totale degli occupati e per i salari medi, variabili per le quali non sono disponibili dati provinciali.

I risultati della nostra analisi econometrica indicano che la cultura di genere è importante nella determinazione dei differenziali occupazionali di genere tra province italiane. Questo vale quando consideriamo entrambe le nostre misure di cultura, ad indicare che si tratta di un risultato piuttosto robusto. Per avere un'idea dell'ampiezza dell'effetto, notiamo che se il nostro indicatore di cultura dell'impresa aumentasse esogenamente da 0 a 1, il rapporto tra occupazione femminile e maschile aumenterebbe di 0,16. Nel caso di cultura della società l'aumento sarebbe ancora maggiore, pari a 0,17. Facendo un caso intuitivo concreto: se la provincia con il più basso valore dell'indicatore di cultura di genere nell'impresa (Vibo) avesse la stessa cultura delle province con il più alto valore di questo indice (Rimini, Vercelli e Firenze), il rapporto tra il tasso di occupazione femminile e maschile di quella provincia sarebbe 0,76 anziché lo 0,48 osservato.

L'analisi conferma che i divari occupazionali di genere dipendono, almeno in parte, dalla cultura, e che le differenze tra province possono ragionevolmente essere attribuite, almeno in parte, a una diversa attitudine: al Sud pesa una cultura più avversa che al Nord alla donna lavoratrice, sia, ad esempio, perché i cittadini preferiscono mantenere la divisione dei ruoli all'interno della coppia, sia perché le imprese sono più restie che al Nord all'assunzione di donne. Il nostro risultato conferma l'ampiezza dell'eterogeneità territoriale in Italia quando si parla di economia di genere, e il fatto che parte di questa eterogeneità può essere attribuita ad una componente culturale. Inoltre, evidenzia che nel mercato del lavoro femminile, come del resto in ogni mercato, non conta solo il lato dell'offerta di lavoro (da parte delle donne, nel nostro caso), sul quale si sono soffermati numerosi studi precedenti, ma anche il lato della domanda, e cioè il comportamento delle imprese, e che anche questo è, in una certa misura, il risultato di una componente culturale.

4. *La disuguaglianza di genere nel lavoro: qualità, carriere, salari*

Ci siamo finora concentrati sulla disuguaglianza occupazionale di genere. La disuguaglianza di genere nel mondo del lavoro non si manifesta tuttavia solamente nei diversi tassi di occupazione. Anche la qualità del lavoro è diversa: le donne italiane sono più rappresentate degli uomini nel lavoro temporaneo (14,3 contro 9,3% per gli uomini) ed è alta l'incidenza del part-time involontario [Istat 2011]. Inoltre le donne sono meno presenti degli uomini nelle posizioni di vertice. È il cosiddetto fenomeno che gli americani chiamano «glass ceiling», che in italiano è stato tradotto inizialmente con soffitto di vetro, poi con soffitto di cristallo per sottolineare le difficoltà ad infrangerlo. Secondo i dati di European Professional Women's Network 2010, la percentuale di donne nei consigli di amministrazione nel 2010 era in Italia sotto il 5%⁷.

⁷ La legge 120/2011 (Golfo-Mosca) recentemente approvata si inserisce in questo contesto, con lo scopo preciso di aumentare la rappresentanza femminile ai vertici delle società quotate. La legge prevede che nelle società

Infine, come viene spesso sottolineato, la disuguaglianza di genere nel mercato del lavoro si manifesta anche nei differenziali salariali: le donne guadagnano mediamente meno degli uomini. L'Eurostat calcola che questa differenza ammonti in Italia a circa il 9%, un dato apparentemente rassicurante se confrontato con numeri ben maggiori di altri paesi, quali il 21% del Regno Unito, il 22% della Germania e il 15% della media EU-27. In realtà questo dato nasconde il problema della forte selezione positiva nel mercato del lavoro italiano, in cui la partecipazione delle donne poco istruite e qualificate è molto più bassa rispetto a quanto non accada altrove. La bassa partecipazione delle donne poco istruite in Italia fa sì che il salario medio femminile osservato nel mercato del lavoro sia più alto di quello che calcoleremmo se donne con la licenza media inferiore o con una laurea partecipassero al mercato del lavoro in ugual misura o con differenze allineate agli altri paesi europei, come per altro accade per gli uomini. Se infatti le donne meno istruite stanno prevalentemente a casa, il salario medio femminile che osserviamo è prossimo a quello delle donne istruite: quando calcoliamo la differenza tra quanto mediamente guadagnano una donna e un uomo troveremo dunque numeri più contenuti. In altri termini, il 9% richiamato non coglierebbe in maniera appropriata le differenze salariali di genere. A testimonianza di quanto detto, possiamo fare riferimento al lavoro di Olivetti e Petrongolo [2008]: al fine di calcolare i differenziali di genere nei paesi europei tenendo esplicitamente conto dei problemi di selezione positiva per le donne, le due economiste utilizzano una tecnica di imputazione dei salari facendo riferimento a caratteristiche osservabili degli individui non impiegati e facendo assunzioni riguardo al loro salario imputato rispetto al salario mediano (per esempio assumendo

quotate il genere meno rappresentato ottenga almeno un terzo degli amministratori eletti nei consigli di amministrazione e nei collegi sindacali. Tale criterio di riparto si applica per tre mandati consecutivi. È stato però previsto un periodo di transizione: le disposizioni della legge si applicano infatti a decorrere dal primo rinnovo degli organi di amministrazione e controllo delle società quotate successivo ad un anno dalla data di entrata in vigore della legge, riservando al genere meno rappresentato, per il primo mandato in applicazione della legge, una quota pari almeno a un quinto degli amministratori e dei sindaci eletti.

che determinati individui con un dato livello di istruzione abbiano un salario sopra/sotto il salario mediano)⁸. Utilizzando questo metodo, i paesi dell'area mediterranea, caratterizzati come l'Italia da un basso tasso di partecipazione femminile, si caratterizzano per differenziali salariali di genere più elevati rispetto a quelli calcolati con una normale equazione salariale che non controlli per la selezione, e in linea con i valori dei differenziali osservati nei paesi dell'Europa continentale, dove le donne partecipano maggiormente al mercato del lavoro e dove quindi le correzioni dettate dal problema della selezione sono minime o nulle. Utilizzando i dati IT-Silc per il 2008, abbiamo calcolato i differenziali salariali di genere per il nostro paese: con una semplice equazione salariale la stima fornisce un valore di 8,9% (in linea quindi con i dati forniti da Eurostat). Con il metodo dell'imputazione suggerito da Olivetti e Petrongolo, il differenziale sale al 12,01%, così come accade nelle stime su dati Echp di Olivetti e Petrongolo, sebbene l'incremento sia più contenuto. Se proviamo ad applicare questo stesso tipo di analisi non più con riferimento all'Italia nel suo complesso in confronto ai paesi europei, ma guardando a ciascuna regione, osserviamo una dinamica che riflette molto da vicino quella osservata tra paesi europei. Il confronto tra le stime dei differenziali salariali calcolate senza tenere conto della selezione oppure tenendola in considerazione rivela differenze decisamente più elevate per le regioni del Sud, dove le donne partecipano meno al mercato del lavoro, rispetto alle regioni del Nord, dove, come sappiamo, le donne partecipano di più al mercato del lavoro. La correzione va quindi nella direzione di aumentare i differenziali salariali di genere effettivi per le regioni meridionali.

Da ultimo, sempre utilizzando i dati IT-Silc 2008, valutiamo quale sia l'andamento dei differenziali salariali in base al livello di istruzione, per comprendere se l'istruzione femminile, oltre a garantire una maggiore partecipazione al mercato del lavoro, assicura anche una minor penalizzazione retributiva rispetto agli uomini: i nostri calcoli confermano questa intuizione. Il differenziale salariale di genere è circa pari al 13% per lavoratori

⁸ Per i dettagli sulla metodologia si rimanda a Olivetti e Petrongolo [2008].

con titolo di scuola primaria o secondaria inferiore; scende a circa il 7% per lavoratori con titoli di scuola secondaria e al 4% per chi ha il titolo di laurea.

5. *Conclusioni*

In questo capitolo ci siamo soffermate sull'ampia disuguaglianza di genere che caratterizza il nostro paese, che si manifesta soprattutto nei tassi di occupazione. Abbiamo sottolineato come questa disuguaglianza non si associ ad una diversa partecipazione all'istruzione di uomini e donne, ma emerga nel passaggio critico dal mondo dell'istruzione a quello del lavoro. Abbiamo anche discusso le determinanti dei differenziali occupazionali di genere tra aree del nostro paese, evidenziando il ruolo della cultura di genere espressa da individui ed imprese.

Come sottolineato da numerosi studi, la cultura interagisce con le istituzioni, che ne sono influenzate, e che a loro volta potrebbero contribuire a modificarla. Politiche che promuovano la condivisione e la conciliazione, attualmente molto limitate nel nostro paese, possono essere rilevanti per cambiare la cultura dominante. L'Italia si caratterizza per una forte asimmetria nella divisione del lavoro domestico e di cura, con il lavoro in casa prevalentemente svolto dalle donne: l'Istat stima che nelle coppie in cui la donna ha tra i 35 e i 44 anni, le donne lavorano 53 minuti in più degli uomini ogni giorno (sommando il lavoro in casa e fuori casa), 62 minuti in più in presenza di figli. Asili nido e servizi per gli anziani coprono una percentuale limitata dei bisogni, con il lavoro di cura che grava quasi esclusivamente sulle donne. L'Italia spende solo l'1,36% del Pil in trasferimenti alle famiglie, mentre la Francia spende circa il 3,02%: sono le donne italiane, mamme e nonne, a compensare questa carenza del welfare. Finché il nostro paese non investirà in misure che favoriscono la condivisione (per esempio i congedi di paternità) e la conciliazione, la relazione positiva tra occupazione e fecondità che si è innescata in altri paesi europei stenterà a decollare, resteremo un paese con poche donne che lavorano, pochissime mamme che partecipano, e poche nascite.

In attesa di tali interventi e con una cultura dominante poco favorevole al lavoro femminile, soprattutto in alcune aree del

paese, la disuguaglianza di genere continua a rappresentare un elemento tristemente distintivo del nostro mercato del lavoro, sempre più stridente con la parità conquistata tra uomini e donne nell'istruzione. Una delle sfide principali per il futuro dell'Italia sarà rimuovere gli ostacoli esistenti e recuperare il lavoro femminile come risorsa per la crescita e lo sviluppo economico del nostro paese.

LA DISUGUAGLIANZA DEI REDDITI IN ITALIA

1. *Introduzione*

Secondo un recente studio comparativo dell'Oecd, gli Stati Uniti hanno il più alto livello di disuguaglianza del reddito tra i paesi dell'organizzazione, seguiti immediatamente dall'Inghilterra e dall'Italia. Tuttavia, mentre Stati Uniti e Inghilterra hanno avuto un trend crescente di disuguaglianza per almeno venti anni a partire dagli anni '70, l'andamento della disuguaglianza in Italia è differente: essa è scesa gradualmente fino alla fine degli anni '80, ha raggiunto il suo minimo del 1991, è cresciuta fortemente nei primi anni '90 ed è rimasta costante da allora fino alla metà degli anni 2000. Nonostante campioni diversi di dati possano generare risultati parzialmente diversi sull'andamento della disuguaglianza in Italia nei primi anni 2000, come mostriamo nella prima parte di questo capitolo, tuttavia la grande maggioranza degli studiosi è concorde nel definire stabile il trend della disuguaglianza di reddito in Italia a partire dal 1993. Il dato più rilevante è quello di un trend decrescente fino al 1991, di un forte aumento durante la crisi del 1992-1993 e poi di un andamento stabile fino ad oggi.

Ci sono diverse ipotesi che possono spiegare il cambio nella direzione del trend in Italia nei primi anni '90, tra cui i cambiamenti della composizione dei redditi individuali e i cambiamenti sociodemografici. Questo capitolo, di tipo descrittivo, si concentra sulla descrizione dei cambiamenti dei redditi individuali distinguendoli per la fonte di provenienza (lavoro dipendente, lavoro autonomo e pensioni) e per l'area geografica di provenienza (Nord, Centro e Sud). In particolare, nel capitolo si sottolinea

Questo capitolo è di Carlo V. Fiorio, Marco Leonardi e Francesco Scervini, Università di Milano.

l'importanza di studiare la distribuzione del reddito da lavoro autonomo e pensioni, e non soltanto del reddito da lavoro dipendente, per capire i trend di disuguaglianza nel reddito totale familiare. I risultati, infatti, ci dicono che i cambiamenti nella distribuzione del reddito da lavoro e da pensioni spiegano la maggior parte del trend ma, mentre i cambiamenti nel reddito da pensioni hanno avuto un effetto equalizzante, il reddito da lavoro ha avuto un effetto «disugualizzante». I cambiamenti nella distribuzione del reddito da lavoro autonomo hanno avuto sul reddito totale delle famiglie un effetto simile a quello del reddito da lavoro dipendente, ma poiché il primo contribuisce per meno di un terzo al reddito totale, il contributo relativo di quest'ultimo è maggiore. La struttura dell'articolo è la seguente: dopo una breve rassegna sul tema della disuguaglianza dei redditi in Italia, nel paragrafo successivo descriviamo i dati e le misure utilizzati; nel paragrafo 4 presentiamo l'andamento della disuguaglianza del reddito per regione; nel paragrafo successivo mostriamo i risultati della scomposizione per fonti di reddito e nell'ultimo le conclusioni.

2. *Breve rassegna sulla disuguaglianza di reddito in Italia*

L'opinione pubblica e il sentimento popolare hanno iniziato a percepire la disuguaglianza dei redditi come un problema soltanto negli ultimi due decenni, quando la distribuzione dei redditi e il benessere della cosiddetta classe media hanno preso il posto della visione più novecentesca della «lotta di classe», in cui il tema dominante era la distribuzione del profitto tra la classe operaia e i capitalisti. A seguito del progressivo declino del settore industriale, dei mutamenti politici, delle innovazioni del mercato del lavoro e di una crescita economica molto debole, l'attenzione dell'opinione pubblica si è focalizzata sulla distribuzione dei redditi in senso più ampio. La tenuta dei redditi della classe media, la percezione di una società sempre più divisa tra ricchi, sempre più ricchi, e poveri, sempre più poveri, le differenze generazionali in termini di redditi, protezione del lavoro e prospettive future hanno fatto sì che il tema della disuguaglianza diventasse sempre più rilevante in ambito politico ed economico.

Negli ultimi decenni, una serie di articoli scientifici hanno cercato non solo di dare un quadro preciso della situazione, ma anche di fornire delle spiegazioni per i fenomeni osservati. Quello che emerge è che – contrariamente al sentire comune – la disuguaglianza non è aumentata dalla metà degli anni '90 ad oggi. Nonostante alcuni dati possano mostrare un trend crescente (ce ne occuperemo nel prossimo paragrafo), la letteratura è sostanzialmente concorde sulla stabilità degli indicatori di disuguaglianza negli ultimi quindici anni¹. D'altra parte, il fatto che l'indice di disuguaglianza sia rimasto stabile, non vuol dire che non si siano verificate delle dinamiche all'interno della distribuzione, e che alcune categorie o classi di popolazione abbiano migliorato o peggiorato la propria posizione relativa, contribuendo ad aumentare o a ridurre la disuguaglianza, nonostante l'effetto combinato sia una sostanziale stabilità. Brandolini [2005], ad esempio, sostiene che dirigenti e lavoratori autonomi abbiano migliorato la propria posizione relativa rispetto a operai e impiegati, mentre la volatilità dei redditi dei giovani fa sì che il problema non risieda tanto nella disuguaglianza del reddito in sé, quanto nella percezione di precarietà, cosa che non viene naturalmente registrata dagli indicatori statistici. Di segno opposto è la conclusione cui giungono Brandolini e D'Alessio [2001] analizzando i cambiamenti demografici che si sono verificati a partire dagli anni '70: in questo caso, secondo gli autori, non c'è stato nessun effetto particolarmente rilevante sulla distribuzione dei redditi. Boeri e Brandolini [2005] analizzano specificamente le ragioni per cui, nonostante la disuguaglianza sia rimasta sostanzialmente stabile, l'opinione pubblica – già ai tempi del loro contributo, e ancor più oggi – registri malcontento e pessimismo per la situazione economica. La risposta risiede principalmente nelle prospettive future, condizionate da una bassa crescita economica, dalla riduzione delle garanzie nel mercato del lavoro, dalla debolezza della rete di protezione sociale e del *welfare*, dall'aumento della pressione fiscale e dal rigore della finanza pubblica. Siccome questi problemi condizionano determinate classi più di altre (e in particolare, la classe media impiegatizia più di lavoratori

¹ Si faccia riferimento agli articoli di Brandolini [1999; 2005], Brandolini e D'Alessio [2001], Boeri e Brandolini [2005], Fiorio [2011].

autonomi e «capitalisti»), la percezione diffusa è quella di un aumento della disuguaglianza e di un peggioramento delle condizioni della classe media, nonostante non vi sia traccia di tali dinamiche nei dati sulla disuguaglianza.

3. Dati e trend di disuguaglianza

I dati utilizzati in questo capitolo provengono dall'Archivio Storico della Banca d'Italia, 1977-2008. Sfortunatamente, essi registrano i redditi al netto delle imposte e dei contributi sociali e quindi rendono impossibile misurare l'effetto delle politiche fiscali sulla disuguaglianza nel tempo. Ad ogni famiglia è assegnato un peso inversamente proporzionale alla probabilità di essere inclusa nel campione.

Per minimizzare i problemi di misura non consideriamo i redditi da capitale e catastali che sono spesso imputati dalla Banca d'Italia, quindi meno attendibili e precisi. Il reddito totale è definito in questo capitolo come la somma dei redditi da lavoro (lavoro dipendente e autonomo) e dei redditi da pensione ed è più basso di circa il 20% rispetto al reddito totale che include anche il reddito da capitale. Infine, poiché il problema di robustezza delle stime è particolarmente serio per alcuni indici di disuguaglianza, censuriamo la variabile del reddito familiare al 99° percentile. L'unità di analisi è l'individuo, il cui livello di benessere è misurato dal reddito familiare equivalente. Il reddito equivalente dell'individuo è uguale alla somma di tutti i redditi individuali della stessa famiglia pesati per la scala di equivalenza². In questo capitolo usiamo la scala di equivalenza della «radice quadrata», ossia attribuiamo a tutti i componenti di una famiglia il reddito familiare diviso per la radice quadrata del numero dei componenti. Tutti gli individui sono inclusi nell'analisi e tutti i risultati sono pesati con i pesi campionari, cioè ad ogni individuo viene attribuito il reddito familiare equivalente.

² La scala di equivalenza serve a tenere conto del fatto che ci possono essere delle economie di scala nella gestione di un nucleo familiare, quali quelle abitative o per servizi. Per fare un esempio, un individuo che vive con un partner e un reddito totale di 30.000 euro è considerato «più ricco» di un individuo identico che vive da solo con un reddito di 15.000 euro.

La prima questione da affrontare nella misura dei trend di disuguaglianza è quella di analizzare i possibili fattori che, pur partendo dalla stessa popolazione e dagli stessi dati, possono generare statistiche diverse riguardo i redditi e la disuguaglianza³. Potenzialmente, ci sono almeno quattro fattori che possono influire sulle misure di reddito e di disuguaglianza: 1) la differente selezione del campione, cioè se si considera l'individuo o la famiglia come riferimento della misura; 2) l'uso di una scala di equivalenza e, nel caso, quanta importanza viene assegnata a ogni componente della famiglia; 3) la differente definizione di reddito disponibile: sostanzialmente se si include o meno il reddito da capitale, nonostante sia misurato in modo imperfetto; 4) l'utilizzo del campione completo o censurato al 99° percentile.

La figura 6.1 mostra l'indice di Gini ottenuto sul campione non censurato al 99° percentile: il trend è misurato con diverse scale di equivalenza e diversa definizione di reddito disponibile. Si nota che la disuguaglianza si riduce fino al 1991 poi ha una forte ripresa fino al 1993 e una successiva stabilità fino al 2004, quando si assiste ad un significativo aumento. La figura 6.2 mostra invece le stesse misure, ma sul campione censurato all'ultimo percentile della distribuzione. L'unica differenza apprezzabile è costituita dall'andamento dell'indice dopo a metà degli anni 2000. Mentre nel caso precedente si registrava un aumento sostanziale e duraturo, nel secondo caso l'aumento è marginale e transitorio, dal momento che nel 2005 la disuguaglianza torna ai livelli precedenti. Da un'analisi di campioni e misure ottenuti con combinazioni diverse dei quattro fattori descritti in precedenza, troviamo che l'unico elemento che induce un misura di trend marginalmente diversa è l'ultimo, la presenza o meno dell'ultimo percentile della distribuzione nel campione in esame. L'analisi rigorosa di questo risultato richiederebbe una discussione piuttosto «tecnica», mentre è più semplice dare un'intuizione delle ragioni di questo risultato: la sostanziale omogeneità della composizione dei nuclei familiari nel nostro paese fa sì che diverse scale di equivalenza diano

³ Si vedano anche le misure di disuguaglianza presentate da Jappelli, Marino e Pistaferri in un altro capitolo di questo stesso volume in riferimento al confronto tra disuguaglianza nei redditi e nei consumi.

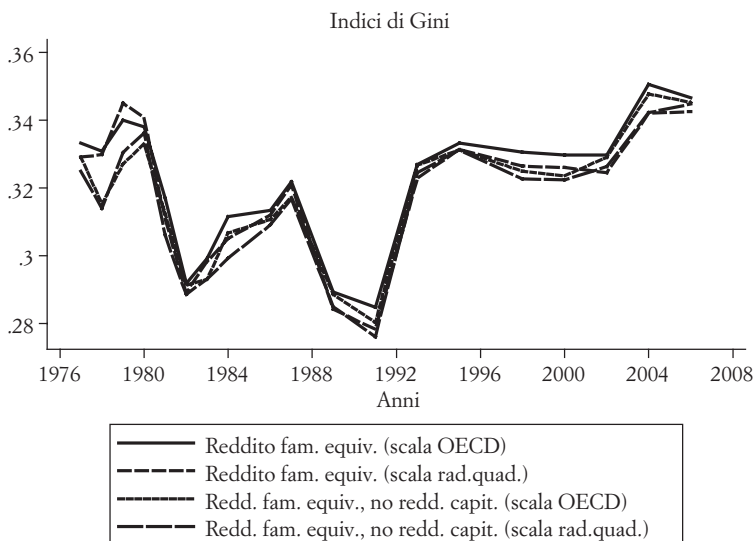


FIG. 6.1. Gini trends, unità di riferimento è l'individuo, Intero campione. Differenze in scala di equivalenza (Oecd *vs* radice quadrata) e in definizione di reddito (disponibile escluso attività finanziarie *vs* disponibile da lavoro e pensioni).

risultati sostanzialmente analoghi e che considerare come unità di analisi l'individuo piuttosto che la famiglia abbia solo un effetto di scala, senza alterare in maniera significativa i trend. L'inclusione o meno del reddito da capitale influisce sostanzialmente soltanto sui redditi di quella parte di popolazione che percepisce una quota rilevante di reddito da questa fonte. In Italia, questa quota di popolazione è piuttosto piccola, e i risultati aggregati non subiscono variazioni significative con l'inclusione dei redditi da capitale. L'inclusione del 99° percentile, al contrario, dà risultati parzialmente diversi per ragioni sostanzialmente statistiche: gli indici di disuguaglianza più comunemente utilizzati, tra cui l'indice di Gini, sono molto sensibili ai valori estremi della distribuzione cui fanno riferimento. Il 99° percentile di una distribuzione include l'1% più ricco della distribuzione, osservazioni solitamente molto variabili tra le diverse indagini e con uno scarso grado di rappresentatività dovuta anche al fatto che la propensione a rispondere alle indagini campionarie tende a diminuire significativamente con il

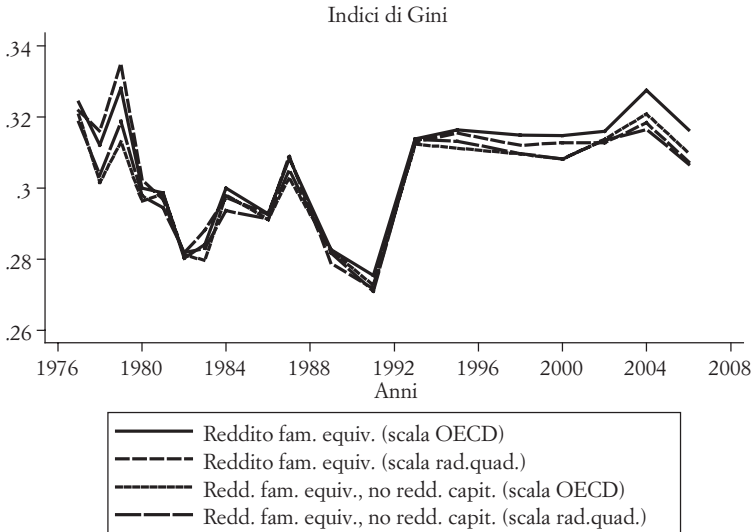


FIG. 6.2. Gini trends, unità di riferimento è l'individuo, Intero campione. Differenze in scala di equivalenza (Oecd *vs* radice quadrata) e in definizione di reddito (disponibile escluso attività finanziarie *vs* disponibile da lavoro e pensioni). Osservazioni censurate al 99° percentile.

reddito. Alcuni preferiscono quindi escludere il 99° percentile dall'analisi, dal momento che introduce una variabilità degli indici di disuguaglianza maggiore rispetto al ruolo effettivo di questa parte di popolazione. Altri, invece, sostengono che le osservazioni del 99° percentile fanno parte della distribuzione a tutti gli effetti e che le variazioni degli indici rispecchino in maniera corretta anche le variazioni nei valori estremi.

Dal momento che la maggioranza degli studiosi è concorde nel definire stabile l'andamento delle disuguaglianze di reddito in Italia dopo il 1993, noi preferiamo utilizzare nel corso dell'analisi il campione censurato al 99° percentile, sottolineando comunque che le differenze rispetto all'intero campione sono marginali.

4. *Disuguaglianza per fonti reddito e regioni*

La figura 6.3 mostra il trend dell'indice di Gini in Italia nel pannello superiore e dei rapporti tra quantili, ognuno nor-

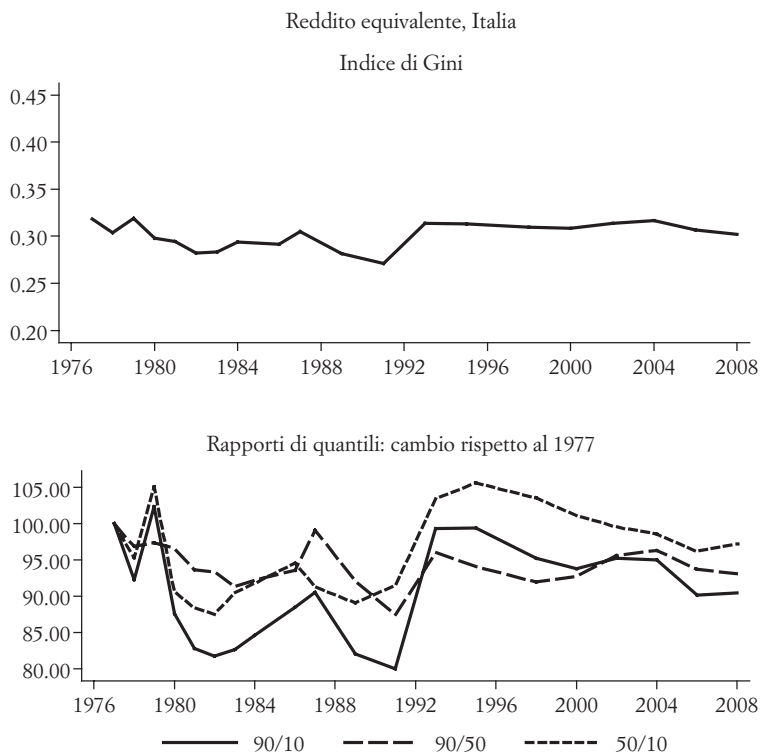


FIG. 6.3. Disuguaglianza di reddito familiare equivalente.

malizzato a 100 nel 1977, nel pannello inferiore. Il pannello superiore mostra che la disuguaglianza nel reddito equivalente è diminuita dalla fine degli anni '70 fino al 1991. Tra il 1991 e il 1993 la misura è tornata allo stesso livello degli anni '70 ed è rimasta stabile in seguito. Il pannello inferiore mostra che tutti i rapporti tra quantili sono diminuiti dalla fine degli anni '80 alla fine degli anni '90, per poi risalire significativamente fra il 1991 e il 1993 e rimanere stabili a questo nuovo livello. L'andamento della disuguaglianza sembra essere dovuto in gran parte alla dinamica della parte inferiore della distribuzione poiché il rapporto tra i redditi al di sopra della mediana (il rapporto 90/50) è variato in misura inferiore rispetto agli altri. Ci sono diversi fattori che hanno contribuito a questo

trend. L'inflazione ha avuto un picco del 20% nel 1980, poi si è ridotta e non è mai stata più alta del 5% dal 1992. Poiché gli individui a basso reddito sono più vulnerabili all'inflazione, la riduzione dell'inflazione può aver contribuito al trend discendente della disuguaglianza fino alla fine degli anni '80. Dopo la crisi del 1992, l'Italia è andata incontro ad una serie di politiche fiscali severe con l'intento di controllare il debito pubblico, includendo due riforme delle pensioni, una riforma della contrattazione collettiva e un aumento delle imposte che ha ridotto la progressività del sistema fiscale. Tutte queste misure di politica economica possono spiegare sia l'aumento della disuguaglianza sia il peggioramento relativo dei redditi più bassi rispetto al resto della distribuzione.

La figura 6.4 è analoga alla precedente, ma considera separatamente i redditi individuali a seconda della loro fonte: reddito da lavoro dipendente, da lavoro autonomo e da pensione. Tutti gli individui che ricevono una qualche forma di reddito sono inclusi nell'analisi, indipendentemente dal loro ruolo nella famiglia. Benché i trend per tutte le fonti di reddito siano discendenti fino al 1991 e poi crescenti, vi sono delle caratteristiche distintive. Il reddito da lavoro dipendente ha un andamento molto simile al reddito totale: la dinamica è concentrata sui redditi sotto la mediana. Il reddito da lavoro autonomo mostra una crescita nel trend di disuguaglianza ancora superiore dopo il 1991, anch'esso concentrato nella parte bassa della distribuzione. L'improvviso aumento della disuguaglianza è stato attribuito all'effetto della completa abolizione nel 1992 della scala mobile, un processo che era iniziato già alla metà degli anni '80. Tuttavia questo cambiamento istituzionale non ebbe un effetto diretto sui redditi da lavoro autonomo. Il trend della disuguaglianza nel reddito da pensione è tuttavia assai differente: ha iniziato a salire dopo il 1987 e si è fermato solo alla metà degli anni '90. In particolare il reddito da pensione mediano è aumentato relativamente al decimo quantile del 40% in due decenni; è aumentato anche rispetto anche al novantesimo quantile col risultato che il rapporto tra i quantili 90/50 si è ridotto di oltre il 30%. Bisogna notare che le persone che sono andate in pensione a partire dalla metà degli anni '80 hanno lavorato per lunghi periodi in grosse aziende e con un lungo accumulo di contributi. Al contrario, coloro che si sono

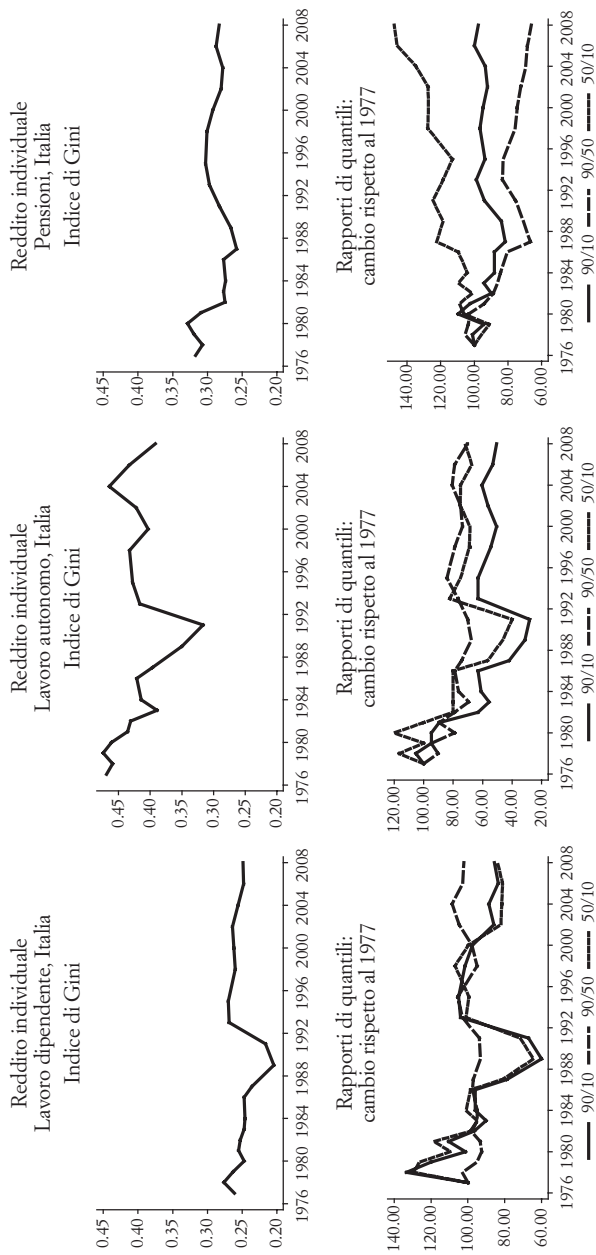


FIG. 6.4. Disuguaglianze di reddito per tipo di fonte: Italia.

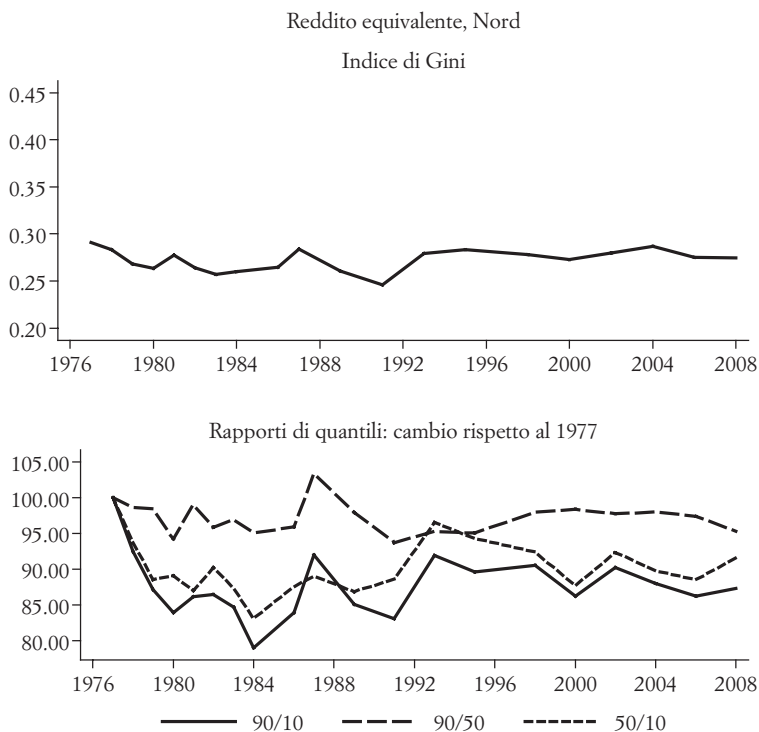


FIG. 6.5. Disuguaglianze di reddito: Italia Nord.

ritirati in precedenza avevano in media una storia contributiva più breve a causa della guerra. Inoltre, l'aumento della pensione mediana può essere dovuto al fatto che i pensionati del settore pubblico, con pensioni relativamente maggiori, sono raddoppiati tra il 1981 e il 2000. Tutto ciò può spiegare l'aumento della disuguaglianza nel reddito da pensione, causato da un aumento delle pensioni medio-alte e dall'immobilità di quelle basse.

Focalizzando l'attenzione sulle differenze regionali, possiamo osservare nelle figure 6.5 e 6.6 l'andamento della disuguaglianza dei redditi individuali delle regioni del Nord e del Sud separatamente. Mentre le regioni del Nord hanno guidato la riduzione della disuguaglianza fino al 1991, grazie all'aumento dei redditi bassi (si può osservare, nel pannello inferiore della figura 6.5, la riduzione dei rapporti 90/10 e 50/10), le regioni

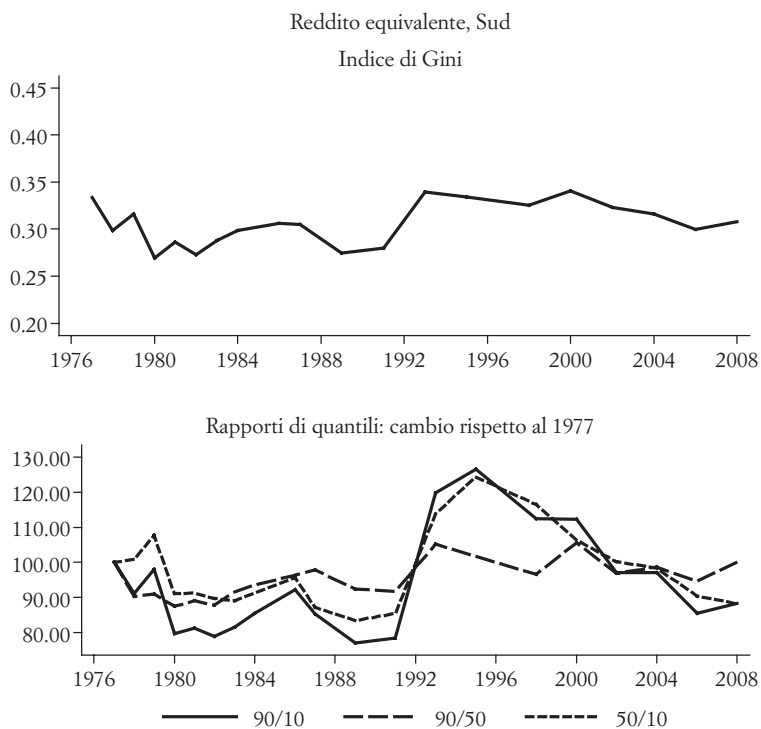


FIG. 6.6. Disuguaglianze di reddito: Italia Sud.

del Sud sembrano aver determinato l'improvviso incremento della disuguaglianza nel 1992. Anche in questo caso è la disuguaglianza nella parte bassa della distribuzione (rapporti 90/10 e 50/10 nella figura 6.6) che contribuisce maggiormente all'evoluzione del trend. La dinamica complessiva nelle regioni del Centro – di cui non mostriamo il grafico – è più stabile rispetto alle altre due zone e non mostra variazioni rilevanti.

Osservando gli andamenti della disuguaglianza per le diverse fonti di reddito a livello regionale, non si notano differenze significative. In tutte le zone si verifica un recupero dei redditi da lavoro dipendente bassi rispetto a quelli medio-alti, mentre la disuguaglianza nei redditi da lavoro autonomo mostra un andamento più volatile ma sostanzialmente stabile durante il periodo considerato. L'eccezione è invece rappresentata dai

redditi da pensione: l'andamento osservato a livello nazionale è determinato in larga misura dai trend delle regioni del Nord e, soprattutto, del Centro, dove la disuguaglianza di questa fonte di reddito si riduce addirittura del 30% tra il 1977 e il 2008. Nelle regioni del Sud, al contrario, si assiste ad un aumento della disuguaglianza dovuto alla riduzione dell'importo delle pensioni basse relativamente a quelle medio-alte.

5. *Risultati della scomposizione*

L'effetto della variazione della distribuzione all'interno di ogni componente di reddito può avere un duplice effetto sulla distribuzione totale: il primo deriva dalla distribuzione dei redditi derivanti da quella specifica fonte, il secondo dipende dal suo peso relativo nella determinazione dei redditi totali. Per discriminare i due effetti, in questa sezione presentiamo i risultati di una scomposizione della disuguaglianza che tiene fisse le grandezze relative delle diverse fonti di reddito come erano nel 1991, l'anno che presenta il livello minimo di disuguaglianza complessiva.

La scomposizione segue la metodologia sviluppata da Burtless [1999] che consiste nel deflazionare i redditi in modo da renderli tra loro comparabili in termini assoluti⁴, mantenere fissa la media di una componente di reddito (da lavoro autonomo, lavoro dipendente o da pensione) e sostituire la distribuzione di un anno con quella di un altro anno. Consideriamo per semplicità il reddito individuale da pensione di due anni, il 1991 e il 2008. La metodologia di Burtless parte dal considerare la distribuzione empirica per centili (intervalli ordinati di reddito in cui l'1% della popolazione è compresa) del reddito da pensione in ciascun anno. Se dovessimo rappresentare tali distribuzioni, avremmo una sorta di istogramma, dove l'altezza di ciascuna barra indica la proporzione della popolazione che appartiene ad un determinato centile. Si consideri quindi il reddito da pensione di un certo individuo in un dato anno:

⁴ Nel nostro caso, utilizzando usando l'indice dei salari fornito dall'ISTAT, tutti i redditi sono trasformati con base all'anno 1991, in cui si registra il livello minimo di disuguaglianza totale.

esso apparterrà ad un particolare centile, diciamo il centile k . Supponiamo inoltre che la media delle pensioni che appartengono al centile k sia 10.000 euro l'anno nel 2008 e di 9.000 euro nel 1991.

Volendo valutare l'impatto del cambiamento della distribuzione del reddito da pensione tra il 1991 e il 2008 sul reddito familiare equivalente, sostituiamo il reddito medio del centile di appartenenza di ciascun individuo nel 2008 con il reddito medio del medesimo centile nella distribuzione del 1991. Nel caso dell'individuo ipotizzato, sottraiamo al reddito da pensione del 2008 10.000 euro e aggiungiamo 9.000 euro, e così per tutti gli individui del nostro campione e per tutte le tre tipologie di reddito. In questo modo, possiamo determinare l'effetto della variazione di distribuzione per fonte di reddito sulla distribuzione complessiva, ignorando il peso relativo di reddito da lavoro o da pensioni sul totale dei redditi.

La tabella 6.1 mostra la scomposizione della variazione dell'indice di Gini in due diversi periodi e per le tre aree geografiche considerate. Nella prima riga è riportata la variazione in valore assoluto dell'indice di Gini. Dal momento che nel 1991 esso è al suo minimo, la variazione è negativa nel periodo 1977-1991 e positiva nel periodo 1991-2008. Nelle successive righe è riportato il contributo, sia in valore assoluto che in percentuale, della distribuzione del reddito per le tre diverse fonti di reddito considerate (redditi da lavoro dipendente, da lavoro autonomo e da pensione) e il totale dei redditi individuali⁵. Infine, la differenza residuale è da attribuire non alla variazione della distribuzione all'interno delle categorie di reddito, ma al diverso peso relativo dei redditi derivanti dalle tre fonti nella determinazione del reddito totale.

È possibile individuare interessanti risultati che emergono da questo tipo di scomposizione. A livello nazionale, possiamo osservare come la riduzione dell'indice di Gini nel periodo 1977-1991 sia dovuta per lo più alla riduzione della disuguaglianza tra i percettori di reddito da lavoro autonomo, mentre

⁵ Il valore riferito al totale dei redditi individuali non è sempre coincidente con la somma delle tre categorie di reddito perché alcuni individui percepiscono redditi provenienti da più fonti, e quindi c'è correlazione tra le tre distribuzioni.

TAB. 6.1.

	Periodo 1977-1991			Periodo 1991-2008				
	Italia	Nord	Centro	Sud	Italia	Nord	Centro	Sud
Variatione osservata dell'indice di Gini	-0,047	-0,045	-0,039	-0,052	0,031	0,029	0,037	0,029
<i>Contributo dalla distribuzione di:</i>								
Redditi da lavoro dipendente	-0,011 23,4%	-0,006 13,0%	-0,004 11,0%	-0,016 31,3%	0,011 34,7%	0,007 24,0%	0,000 0,9%	0,010 34,1%
Redditi da lavoro autonomo	-0,023 48,7%	-0,019 42,3%	-0,007 18,0%	-0,033 62,5%	0,008 25,0%	0,012 43,6%	-0,002 -5,6%	0,006 22,1%
Redditi da pensione	-0,004 7,5%	-0,001 2,8%	-0,019 48,1%	0,003 -6,2%	0,002 7,9%	-0,003 -12,1%	-0,003 -9,0%	0,000 -1,1%
Totale redditi individuali	-0,038 79,9%	-0,027 59,0%	-0,031 79,8%	-0,048 92,5%	0,021 68,4%	0,016 57,7%	-0,006 -15,5%	0,017 57,9%
Residuo	-0,010 20,13%	-0,019 41,03%	-0,008 20,18%	-0,004 7,45%	0,010 31,58%	0,012 42,31%	0,043 115,52%	0,012 42,07%

l'aumento della disuguaglianza dopo il 1991 sia attribuibile ad un aumento quantitativamente simile della disuguaglianza tra i lavoratori dipendenti e gli autonomi. Il peso delle pensioni è invece rimasto stabile nel determinare la variazione di disuguaglianza. Infine, si può notare come la distribuzione dei redditi individuali abbia determinato quasi l'80% della riduzione della disuguaglianza durante il primo periodo, ma meno del 70% dell'aumento nel secondo periodo. Questo vuol dire che – a partire dal 1991 – una parte maggiore della disuguaglianza può essere spiegata dall'aumento delle differenze tra le diverse fonti di reddito.

Passando ad analizzare le singole aree, emerge che la disuguaglianza nelle pensioni nelle regioni del Nord ha avuto un impatto marginale sulla distribuzione del reddito in tutto il periodo, ma in controtendenza rispetto alle altre fonti di reddito (quindi, un aumento della disuguaglianza nel primo periodo e una riduzione nel secondo). Il peso dei redditi da lavoro autonomo è rimasto sostanzialmente invariato, mentre è aumentata la disuguaglianza dei redditi da lavoro dipendente, sia in termini assoluti che rispetto al totale della disuguaglianza. Il caso delle regioni del Centro è molto diverso rispetto all'andamento nazionale. Nel primo periodo, il reddito da pensioni, da solo, ha influito per metà della riduzione della disuguaglianza e i cambiamenti nella distribuzione dei redditi complessivi spiega l'80% della riduzione della disuguaglianza. Nel secondo periodo il quadro cambia molto. L'aumento della disuguaglianza è dovuto totalmente alle differenze di reddito tra le diverse fonti, mentre le disuguaglianze tra i percettori delle singole fonti di reddito continuano a ridursi. Per quanto riguarda le regioni del Sud, il peso dei redditi da lavoro dipendente resta invariato nell'ordine del 30-35%, quello delle pensioni scende quasi a zero nel secondo periodo, mentre si riduce drammaticamente il peso dei redditi da lavoro autonomo, che hanno contribuito per più del 60% della riduzione della disuguaglianza durante il primo periodo, ma solo per il 22% dell'aumento registrato dopo il 1991. Anche il peso della distribuzione dei redditi complessivi è sceso in maniera significativa, dal 92,5 a circa il 58%.

In merito all'andamento della disuguaglianza nel Mezzogiorno, vale la pena ricordare che i risultati della scomposizione

non sono in contraddizione con quanto detto prima a proposito dei trend dopo il 1991. La scomposizione, infatti, considera esclusivamente la variazione tra inizio e fine periodo senza analizzare gli andamenti delle variabili nel frattempo. Coerentemente, dunque, la figura 6.6 mostra un deciso aumento della disuguaglianza a discapito delle classi più povere dopo il 1991, ma la successiva costante riduzione fa sì che le differenze tra 2008 e 1991 siano di modesta entità.

6. *Conclusioni*

Questo capitolo applica un metodo di scomposizione per analizzare l'importanza della variazione nella distribuzione delle fonti di reddito per spiegare i trend di disuguaglianza in Italia. I principali risultati sono i seguenti: 1) il trend di disuguaglianza è sensibile all'inclusione dell'ultimo percentile più ricco della distribuzione di reddito, non è sensibile alle scale di equivalenza e all'unità di misura (individui-famiglia) né all'inclusione di redditi da capitale; 2) La disuguaglianza complessiva si è ridotta tra il 1977 e il 1991, è aumentata molto nel biennio successivo ed è rimasta sostanzialmente stabile dopo il 1993; 3) i cambiamenti nella distribuzione del lavoro dipendente e autonomo hanno un effetto simile in quantità e direzione nello spiegare il trend della disuguaglianza. Tuttavia, poiché i redditi da lavoro autonomo sono solo un terzo dei redditi da lavoro totali la sua importanza nella scomposizione risulta essere più grande (in quanto l'impatto di una quantità piccola è uguale all'impatto di una quantità più grande); 4) l'aumento di disuguaglianza nel periodo 1991-1993 è dovuto in massima parte al peggioramento relativo delle condizioni degli individui più poveri rispetto alla classe media; 5) il reddito da lavoro ha avuto un effetto «disugualizzante», concentrato soprattutto nella parte bassa della distribuzione e coerente con la perdita di potere contrattuale dei sindacati e con l'abolizione graduale della scala mobile; 6) la variazione del reddito da pensione ha un effetto equalizzante nel periodo dovuto all'aumento delle pensioni mediane, soprattutto al Sud e al Centro Italia.

DINAMICHE DISTRIBUTIVE DI LUNGO PERIODO
IN ITALIA: IL RUOLO DEI TOP INCOMES1. *Introduzione*

Recentemente, soprattutto a seguito dell'ultima crisi economica internazionale, il tema della disuguaglianza del reddito e della ricchezza ha riacquisito una posizione di rilievo nei dibattiti accademici e politici; la comprensione dei processi che generano disuguaglianza – assieme all'analisi delle argomentazioni a favore di interventi a scopo redistributivo – è divenuta nuovamente una questione prioritaria nell'agenda degli economisti pubblici. Sotto il profilo politico si rintraccia un duplice atteggiamento nei confronti di questo tema. Da un lato infatti, liberali e progressisti – tradizionalmente sensibili a tematiche di giustizia sociale – mostrano una certa avversione alla disuguaglianza sia per ragioni di equità sociale, sia per il timore che il potere economico possa condizionare gli stessi processi democratici [Moriguchi e Saez 2005]; d'altro canto, i conservatori intravedono nella concentrazione della distribuzione delle risorse un esito «naturale» ed una condizione «necessaria» per assicurare efficienza, crescita e successo economico, con il suo corollario di incentivi al lavoro, all'imprenditorialità e all'accumulazione della ricchezza [Saez 2004; Dell *et al.* 2005].

Questa diversa concezione della disuguaglianza sarebbe anche alla base di una diversa attitudine nei confronti della tassazione, vista alternativamente quale equo strumento di lotta contro la polarizzazione delle risorse e di bilanciamento nella distribuzione della ricchezza o come fonte di perdite di

Questo capitolo è di Elena Pisano, Agenzia delle Entrate, Ufficio Analisi Statistico-Econometriche per la Compliance.

Le opinioni espresse sono personali e non impegnano in alcun modo l'Istituzione di appartenenza.

efficienza e indebolimento della crescita, attraverso le distorsioni indotte nella struttura degli incentivi di mercato [Moriguchi e Saez 2005].

In relazione a questa contrapposizione, una conoscenza più approfondita della dinamica della disuguaglianza e, in modo particolare, dei suoi meccanismi fondanti diventa di cruciale importanza. Soprattutto, appare interessante – e di rilievo anche per la distinzione tra le disuguaglianze inique e quelle che creano incentivi – chiedersi quale sia il ruolo dei redditi più elevati nella dinamica delle disuguaglianze e che peso possa avere, rispetto ad esso, l'uno o l'altro dei sistemi di tassazione.

In questa prospettiva si spiegherebbe dunque il risveglio dell'interesse in ambito accademico nei confronti dell'analisi della coda alta della distribuzione, che ha dato vita ad un nuovo filone di letteratura in tema di distribuzione del reddito che esamina la disuguaglianza attraverso l'evoluzione dei cosiddetti *top incomes*. Questa linea di ricerca fa capo al contributo pionieristico di Piketty [2003], che per primo costruì una lunga serie storica delle *top income shares* per la Francia. Da allora, una florida letteratura si è sviluppata grazie ad una serie di lavori che tentano di riprodurre serie simili per altri paesi¹.

Il presente lavoro si inserisce in questa letteratura analizzando le dinamiche distributive italiane con riferimento alla coda alta della distribuzione, i *top incomes*, che negli ultimi anni sembrano aver giocato un ruolo decisivo nell'aumento della concentrazione del reddito. L'utilizzo di strumenti di analisi alternativi a quelli tradizionali, focalizzandosi su aspetti non convenzionali o parti specifiche della distribuzione stessa, può fornire un contributo inedito allo studio dell'evoluzione della concentrazione del reddito, offrendo anche interessanti spiegazioni all'apparente contraddizione tra stabilità degli indicatori aggregati e percezione di un peggioramento nel quadro distributivo in Italia nell'ultimo decennio. Si passeranno quindi in rassegna alcuni aspetti salienti di questa nuova letteratura in tema di misurazione della disuguaglianza. Nella sezione che segue viene sinteticamente illustrato in cosa consistono i *top incomes* e qual è l'aspetto di originalità di questa letteratura.

¹ Tali lavori sono raccolti in due volumi: Atkinson e Piketty [2007; 2010].

Successivamente viene esaminata l'evidenza empirica relativa al caso italiano – anche in prospettiva comparativa – unitamente ad una panoramica delle possibili spiegazioni avanzate in letteratura per giustificare le dinamiche rilevate; vengono infine formulate alcune osservazioni conclusive.

2. I «*top incomes*»: cenni metodologici

Numerosi studi recenti hanno messo in evidenza come negli ultimi venti anni, in alcuni paesi occidentali (in particolar modo nei paesi anglosassoni) si sia verificata una vera e propria impennata della disuguaglianza, e come questa sembri in larga parte attribuibile ad un aumento straordinario e consistente dei redditi dei più ricchi, in letteratura indicati come *top incomes*.

Con l'espressione *top income share* si indica genericamente la quota di reddito totale detenuta dall' $x\%$ più ricco della popolazione. Gli studi sulla disuguaglianza si concentrano solitamente sull'analisi dell'ultimo decile (il 10% più ricco della popolazione); con l'espressione *top incomes* si fa, invece, normalmente riferimento all'1% più ricco o anche a gruppi più ristretti in cima alla distribuzione, persino inferiori allo 0,01%².

L'elemento peculiare di questa nuova letteratura risiede nella convinzione che la *top income share* sia un valido indicatore del grado di concentrazione della distribuzione del reddito. Essa costituisce, cioè, una sorta di *proxy* della disuguaglianza, sostitutiva di altri indicatori sintetici [Leigh 2007]. Questo modo di misurare la disuguaglianza risponde ad una duplice esigenza: da un lato, focalizzando l'attenzione sulla coda alta della distribuzione, permette di dare adeguatamente conto del fenomeno – registratosi soprattutto di recente – in base al quale i ricchi stanno divenendo sempre più ricchi (polarizzazione della ricchezza); dall'altro, questa nuova «misura» sembra rappresentare la strada migliore, o forse l'unica, per ricostruire il trend della disuguaglianza nel lungo periodo e per studiarne l'evoluzione. Va infatti ricordato che in que-

² L'analisi di percentili molto «sottili» all'interno dell'1% è cruciale per comprendere i fenomeni distributivi dato l'elevato grado di concentrazione nella distribuzione dei redditi da capitale [Piketty e Saez 2003].

sta letteratura l'orizzonte temporale di analisi è secolare. Il presupposto per l'adozione di un orizzonte temporale ampio sembrerebbe rintracciabile nella convinzione che i cambiamenti strutturali nella distribuzione del reddito e della ricchezza siano fenomeni che avvengono lentamente, nel corso di decenni, la cui comprensione richiede dunque un'analisi di lungo periodo [Piketty e Saez 2006].

Una caratteristica comune dei vari studi realizzati in tema di *top incomes* è, quindi, la prospettiva storica adottata ed il merito maggiore di questa letteratura risiede innanzitutto nella costruzione di serie storiche del reddito e della ricchezza lunghe e omogenee nel tempo. A tal fine, i dati usati nella maggior parte degli studi – o almeno in quelli più rigorosi sotto il profilo metodologico – provengono da fonti fiscali. Laddove disponibili, sono stati impiegati microdati fiscali ma, nella maggior parte dei lavori, come nel caso italiano, i dati utilizzati sono diffusi dalle amministrazioni fiscali in forma aggregata (per classi di reddito) e la stima delle *shares* richiede pertanto l'utilizzo di metodi di interpolazione di Pareto³.

A tal proposito, Alvaredo e Pisano [2010] hanno ricostruito serie storiche sistematiche ed omogenee della concentrazione del reddito al fine di consentire un'analisi alternativa a quella tradizionale su dati campionari basata invece su una fonte scarsamente utilizzata in Italia, le statistiche fiscali sul totale delle dichiarazioni ai fini dell'imposta personale del reddito⁴. Nel caso italiano purtroppo, il periodo su cui è stato possibile effettuare la ricostruzione delle serie storiche è molto più limitato rispetto agli altri paesi (dove l'orizzonte temporale è il secolo), in quanto le prime elaborazioni su dati fiscali sono disponibili soltanto a partire dal 1974, cioè a seguito della riforma fiscale e della creazione dell'anagrafe tributaria.

La ragione per cui si fa ricorso a tali dati risiede in una serie di vantaggi: almeno per la maggior parte dei paesi occidentali, infatti, i dati fiscali sono disponibili sin dall'inizio del secolo

³ Tale tecnica si basa sull'assunzione, empiricamente fondata, che la coda alta della distribuzione sia ben approssimata da una funzione di densità cumulata di tipo paretiano.

⁴ Ministero delle finanze, «Analisi delle dichiarazioni dei redditi delle persone fisiche», 1974-1995; «Le dichiarazioni in cifre. Analisi statistiche. Persone fisiche», 1998-2004.

e presentano solitamente carattere annuale; essi sono, inoltre, tendenzialmente omogenei nel corso del tempo (ad eccezione dei cambiamenti legati alla legislazione fiscale), risultando quindi particolarmente adatti alla ricostruzione dell'evoluzione della disuguaglianza nel lungo periodo. Il merito principale di questo tipo di dati sembra, tuttavia, essere legato alla capacità di «catturare» informazioni sui soggetti più abbienti, costituendo quindi lo strumento migliore – seppure non privo di inconvenienti – per cogliere la coda alta della distribuzione.

Naturalmente, i dati fiscali non sono privi di limiti, essendo largamente soggetti al problema dell'evasione fiscale, che, in special modo in Italia, pare avere proporzioni piuttosto rilevanti rispetto agli altri paesi europei. I dati diffusi sulle dimensioni di questo fenomeno e gli episodi che hanno coinvolto di recente personaggi più o meno noti, supportano questa idea, sebbene possano anche essere interpretati come un segnale di visibilità dei super-ricchi al fisco. La questione dell'evasione è uno degli aspetti cruciali – e purtroppo ancora irrisolti – di questa letteratura; ciononostante, alcune considerazioni possono essere formulate per inquadrare il problema.

La letteratura in materia di evasione suggerisce che questa sia tendenzialmente bassa per redditi da lavoro (per lo più soggetti al sistema del sostituto di imposta) specialmente nel *top* della distribuzione e riguardi in misura maggiore i redditi da lavoro autonomo e i profitti da piccole attività, più sfuggenti alla tassazione⁵. In secondo luogo, molti studi svolti per diversi paesi suggeriscono che l'evasione fiscale segua un andamento ad U rovesciata, cioè riguardi in particolar modo la classe media. Secondo uno studio di D'Amuri e Fiorio [2005]⁶ l'evasione

⁵ Bernardi e Bernasconi [1996] e Bernardi [1996] confrontano i dati fiscali con i dati di contabilità nazionale ottenendo i seguenti tassi di under-reporting: 26% per il reddito complessivo, 8% per i salari, 58,7% per il reddito da lavoro autonomo. Altri studi sull'argomento sono Bernasconi, Marenzi e Pozzi [1992], Cannari, Ceriani e D'aleccio [1997], Cannari e Violi [1990], Bernasconi e Marenzi [1997] che ottengono un tasso di evasione complessivo pari al 15 e 11% per i salari, 30% per il reddito da libera professione, 53% per il reddito da lavoro autonomo. Un problema di questo approccio è la difficoltà di ricostruire definizioni di reddito omogenee per i vari aggregati tra le due fonti.

⁶ Essi confrontano il reddito netto BI con un campione di 250.000 dichiarazioni rappresentativo della composizione dei contribuenti nel 2000. In base

in Italia osserverebbe un andamento decrescente rispetto ai decili, con un tasso di evasione virtualmente nullo nel decile più ricco e pari al 63% nel decile più povero, mentre per il reddito da lavoro autonomo le percentuali si attesterebbero all'8 e al 70% rispettivamente.

Infine, una questione piuttosto importante concerne l'elusione dei più ricchi mediante i cosiddetti «paradisi fiscali». In uno studio sulla Svizzera, Dell, Piketty e Saez [2007] rilevano che l'ammontare dei redditi evaso attraverso conti segreti svizzeri sia limitato rispetto a quello regolarmente dichiarato in Francia e non sia in grado di modificare le stime delle *top income shares* in maniera significativa in termini relativi (la discrepanza tra paesi non verrebbe colmata)⁷. In conclusione, le statistiche di provenienza fiscale possono non riflettere in maniera accurata l'andamento del reddito effettivo per via dell'evasione fiscale e/o dell'elusione fiscale. Tuttavia, nonostante i livelli delle *top income shares* risentano dell'evasione, se si assume che il livello di quest'ultima non sia cambiato in maniera radicale nel periodo considerato, allora le serie dovrebbero riflettere la dinamica della concentrazione del reddito in maniera appropriata.

3. Evidenza empirica

Secondo le stime di recenti studi comparativi internazionali, l'Italia è uno tra i paesi a più elevata disuguaglianza in Europa, con un indice di Gini che oscilla attorno a valori sensibilmente al di sopra degli altri paesi europei (oltre il 33% nel 2006), e di poco inferiori a quelli dei paesi anglosassoni (Stati Uniti 37%, Regno Unito 35%) [Atkinson *et al.* 1995]. Tale elevato livello di disuguaglianza è una caratteristica distintiva e persi-

a questo approccio le differenze per decile rappresentano l'evasione fiscale in assenza di *reranking* prima e dopo l'evasione. Ovviamente tale ipotesi è tutt'altro che scontata, pertanto i risultati vanno interpretati con cautela.

⁷ Dell *et al.* [2007] stimano che, sebbene la quota di reddito del top 0,01% in Francia raddoppierebbe se si aggiungessero tutti i redditi evasi mediante i conti svizzeri (di qualsiasi provenienza, quindi anche non francese), essa rimarrebbe comunque modesta rispetto a quella statunitense, e pertanto non riuscirebbe comunque a colmare il gap tra Europa continentale e paesi anglosassoni.

stente dell'evoluzione della distribuzione del reddito in Italia, sebbene l'andamento dei principali indicatori segnali fasi di acutizzazione del fenomeno alternate a fasi di compressione dei differenziali di reddito nel corso degli ultimi tre decenni [Brandolini 1999; 2000; 2004].

Occorre sottolineare come la quasi totalità dell'evidenza empirica disponibile per l'Italia si riferisca a fonti campionarie, nello specifico, all'indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane della Banca d'Italia, che costituisce la fonte informativa «ufficiale» su cui si fonda la maggior parte delle ricerche in ambito distributivo. Questo lavoro, sulla scia di Alvaredo e Pisano [2010], fornisce un'evidenza aggiuntiva sul pattern della distribuzione del reddito in Italia negli ultimi tre decenni e sulla sua composizione basata su una fonte alternativa a quella campionaria.

La figura 7.1 descrive l'andamento della quota di reddito totale detenuta dal decile più ricco, suddiviso in tre sottogruppi: la metà inferiore del decile (top 10-5%, ovvero al decile più ricco al netto del 5% più ricco), il successivo 4% (top 5-1%, ovvero la quota del top 5% meno quella del top 1%) e il percentile più ricco (top 1%). Come si può notare, le tre serie mostrano un andamento simile a U, con una mi-

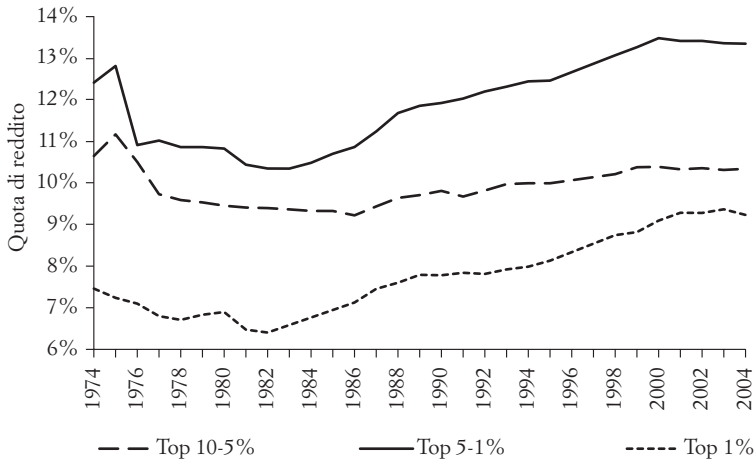


FIG. 7.1. Quota di reddito detenuta dal top 10-5%, top 5-1%, e top 1% in Italia, 1974-2004.

Fonte: Alvaredo e Pisano [2010].

nore concentrazione del reddito fino alla prima metà degli anni '80, a cui segue una spiccata inversione di tendenza nel periodo successivo, sebbene la metà inferiore del decile più ricco manifesti fluttuazioni modeste lungo tutto il periodo. Soffermandosi sul primo periodo, quello della riduzione della disuguaglianza fino ai primi anni '80, si può notare come, in termini relativi, le perdite superiori si rilevano soprattutto per i gruppi intermedi, mentre il top 1% resiste abbastanza bene alla «spinta egualitaria» degli anni '70 [come la definiscono Brandolini e Sestito 1994]: a fronte di una caduta del 17,5% del top 10-5% dal 1976 al 1986, e di oltre il 20% per il top 5-1% dal 1975 al 1983, una riduzione più modesta si registra per il percentile più ricco, che cala del 15% dal 1974 al 1983. Analizzando il periodo successivo, invece, si evince come l'incremento della concentrazione del reddito si debba in larga parte ad un aumento della quota dei percentili più elevati: ad un aumento di circa il 22% del top 1%, si contrappone un aumento di appena il 6% della parte più bassa del decile più ricco. La maggiore concentrazione del reddito tra i ricchi che ha avuto origine nella metà degli anni '80 sembra quindi essere stato un fenomeno interno al 5% più ricco della distribuzione, e in particolare all'ultimo percentile.

Un risultato analogo emerge dalla figura 7.2, dove il percentile più ricco viene ulteriormente scomposto nei tre sottogruppi: la metà inferiore (top 1-0,5%), il successivo 0,4% (top 0,5-0,1%) e il top 0,1%. Ancora una volta la riduzione percentuale delle *shares* passa dal -13% del top 10-5%, al -15% del top 5-1% al -10% del top 1%. Infine anche in questo caso, a partire dalla metà degli anni '80, quanto più ricco è il sottogruppo, tanto maggiore è l'incremento della corrispondente quota di reddito: il top 1-0,5% passa dal 2,2% del 1982 al 2,9% del 2004, mentre il top 0,1% quasi raddoppia la propria quota, passando dall'1,5% del 1983 al 2,7% del 2003.

Questi risultati sono ulteriormente rafforzati mano a mano che si considerano frattili sempre più ristretti di popolazione in cima alla distribuzione. La figura 7.3 mostra la quota di reddito detenuta dallo 0,01% più ricco della popolazione.

Come si può notare, il pattern di crescita risulta ancora più pronunciato per il top 0,01% che cresce di oltre il 35% dal 1983 al 1990 e del 75% dal 1993 al 2003, suggerendo ancora

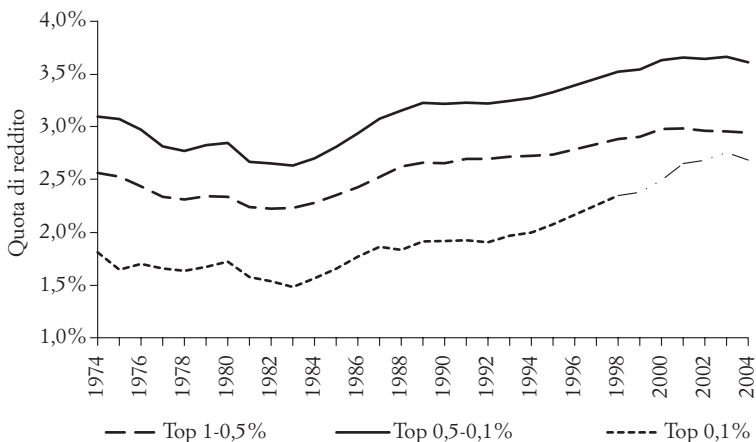


FIG. 7.2. Quota di reddito detenuta dal top 1-0,5%, top 0,5-0,1%, e top 0,1% in Italia, 1974-2004.

Fonte: Alvaredo e Pisano [2010].



FIG. 7.3. Quota di reddito detenuta dallo 0,01% più ricco in Italia, 1974-2004.

Fonte: Alvaredo e Pisano [2010].

una volta come l'aumento nella concentrazione sia riconducibile ad aumenti molto rilevanti nella quota di reddito detenuta da gruppi nella coda estrema della distribuzione.

Numerose spiegazioni sono state avanzate in letteratura per giustificare l'andamento della disuguaglianza negli ultimi tre decenni. Tra queste, le più accreditate sembrano assegnare un ruolo preponderante al mercato del lavoro e in particolare alle politiche salariali perequative che paiono aver contribuito in maniera significativa alla determinazione della forma e del grado di concentrazione della distribuzione dei redditi alla fine degli anni '70 e inizio degli anni '80.

La marcata riduzione nella concentrazione segnalata anche dalla nostra analisi, sembra infatti associata ad un periodo di forte ostilità tra le parti sociali («autunno caldo») che ha generato un cambiamento radicale della distribuzione funzionale in favore del fattore lavoro. Alla marcata riduzione dei differenziali salariali dovuta alle forti rivendicazioni salariali, si aggiunge un ruolo decisivo dei meccanismi di indicizzazione dei salari (scala mobile e punto unico di contingenza), che garantendo lo stesso incremento salariale assoluto a tutti i lavoratori (in luogo dello stesso incremento percentuale) ha sicuramente esercitato un peso rilevante nel livellamento della distribuzione [Manacorda 2004; Erikson e Ichino 1995].

Allo stesso modo, altrettanto importante nel determinare il periodo di «crescita ineguale» della metà degli anni '80 potrebbe essere stata la riduzione del potere dei sindacati e del potere redistributivo dei meccanismi di indicizzazione [*ibidem*??Erikson e Ichino 1995], che hanno sicuramente contribuito ad un ampliamento dei ventagli retributivi ed ad una redistribuzione in favore dei redditi non da lavoro – tradizionalmente distribuiti in maniera più disuguale – all'interno della distribuzione funzionale⁸ [Isae 2005; Signorini e Visco 2002].

Passando agli anni '90, numerose sono state le trasformazioni che possono aver influito significativamente sulla distribuzione del reddito: tra queste, il cambiamento tecnologico *skill-biased*

⁸ In questo contesto si aggiunge anche il ruolo dell'integrazione economica e finanziaria all'interno della UE, che, attraverso il processo di liberalizzazione dei mercati dei capitali, ha notevolmente ampliato le opportunità di guadagno e di speculazione, contribuendo ad una distribuzione più diseguale dei redditi da attività finanziarie: l'Italia è infatti uno dei paesi dove il maggior contributo alla disuguaglianza proviene dai redditi da capitale e da lavoro autonomo, e tale contributo è cresciuto enormemente dal 1984 al 1993 [Foster e Pellizzari 2000].

e gli ampi processi di privatizzazione hanno condotto ad un mutamento radicale degli assetti distributivi [Bottiroli Civardi e Targetti Lenti 2001] mentre l'abolizione della scala mobile e l'indicizzazione all'inflazione programmata, unitamente alle politiche di moderazione salariale (concertazione), hanno indubbiamente ridotto il peso dei salari e contribuito ad un ampliamento dei divari retributivi⁹. Tuttavia, ulteriori interessanti spiegazioni possono provenire dall'analisi della composizione della coda alta della distribuzione.

La figura 7.4 mette a confronto il top 10% ed il top 1% con relativa scomposizione per varie componenti del reddito: redditi da lavoro dipendente, da lavoro autonomo, da impresa, capitale e rendite (che sono approssimativamente costanti per via del fatto che sono valutate in base a tariffe catastali e non a prezzi di mercato).

Come si può notare, passando dal 10 allo 0,1% e successivamente allo 0,01% più ricco si verifica un aumento del peso delle componenti non da lavoro dipendente, che sembra suggerire una considerevole presenza di redditi da lavoro autonomo e da capitale nella coda alta della distribuzione. Tuttavia, sebbene il reddito da lavoro segua un andamento decrescente lungo i decili, un aumento del peso di tale componente all'interno dei percentili più elevati è chiaramente riconoscibile nel tempo. Ciò sembrerebbe segnalare come il pattern di crescita nella concentrazione del reddito sia in larga parte guidato dall'aumento dei *top wages*.

Nel 2003 l'Agenzia delle Entrate ha pubblicato i nomi dei 500 contribuenti più ricchi (pari a circa lo 0,01% del totale dei contribuenti), nell'anno 2000 assieme al loro reddito: primo della lista un imprenditore seguito da 10 altri imprenditori e un Ceo. Al 12° posto un calciatore con un guadagno di 11,8 milioni di euro percepiti sotto forma di reddito da lavoro dipendente.

In tale elenco, accanto ai maggiori e più noti imprenditori italiani compaiono 120 individui il cui reddito prevalente proviene dal lavoro dipendente. Di questi ben 2/3 risultano essere calciatori o allenatori di calcio. Questi elementi sembrano coe-

⁹ A questo si aggiungono le severe manovre di finanza pubblica rese necessarie al fine di ridurre la crescita ormai incontrollata del debito e consentire l'adesione all'Unione Economica e Monetaria nonché le note riforme del mercato del lavoro che hanno notevolmente accresciuto la flessibilità dei rapporti lavorativi.

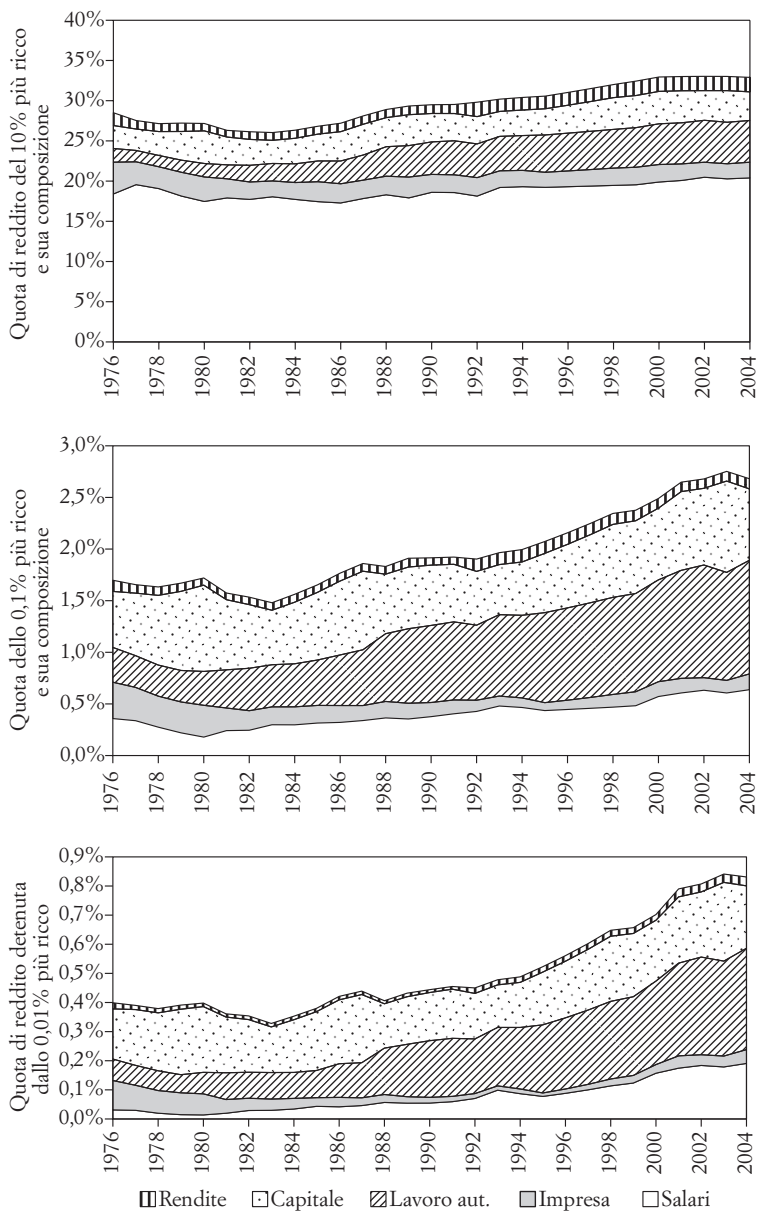


FIG. 7.4. Top 10%, top 1% e top 0,1% e relativa scomposizione per fonti di reddito in Italia, 1976-2004.

Fonte: Alvaredo e Pisano [2010].

renti con la teoria delle «superstar» di Rosen [1981] secondo la quale l'espansione della scala associata alla globalizzazione e alle innovazioni tecnologiche nei mezzi di comunicazione e diffusione ha accresciuto in maniera inusitata le rendite degli individui con elevate capacità specifiche.

L'importanza dei *top wages* negli ultimi due decenni non è un fatto nuovo ed è un risultato standard in tutti gli studi effettuati sui paesi anglosassoni, dove l'incremento nelle retribuzioni di alcune categorie di professionisti – avvocati d'affari, banchieri d'investimento – e soprattutto i massimi dirigenti, i top manager delle grandi società, è spesso identificato come responsabile del recente mutamento nelle tendenze della distribuzione del reddito dei paesi anglosassoni.

In questi paesi i cosiddetti *working rich* avrebbero sostituito i capitalisti e *rentiers* nella coda alta della distribuzione. Sebbene tale fenomeno sia ancora di dimensioni modeste in Italia, il fenomeno dei *working rich*, sembra descrivere piuttosto bene anche il caso italiano. Questa evidenza sembrerebbe dunque segnalare come non sia tanto il capitale quanto i salari ad essere all'origine della crescente disuguaglianza.

Infine confrontando le serie dell'Italia con quelle di altri paesi, Regno Unito, Spagna, Francia, si nota come l'Italia sia pienamente in linea con gli altri paesi dell'Europa continentale, con i quali condivide un livello di concentrazione più basso ed un trend di moderato aumento rispetto ai paesi anglosassoni, i quali mostrano invece un aumento piuttosto marcato; tuttavia, per quanto la quota di reddito detenuta dallo 0,01% più ricco sia all'inizio del periodo, inferiore a quella registrata in Spagna ed in Francia, si rileva un aumento persistente lungo tutto il periodo e in special modo negli anni '90, quando raggiunge e sorpassa il livello di concentrazione registrato nei due paesi.

Un ultimo aspetto riguarda gli effetti delle variazioni nelle aliquote di tassazione sui redditi dichiarati a fini fiscali (oltre ad una diversa distribuzione dei redditi al netto dell'imposta). Cambiamenti nelle aliquote e nello schema di tassazione dei redditi possono determinare reazioni comportamentali che alterano la distribuzione del reddito dichiarato.

Dalla figura 7.6, che mette a confronto l'aliquota marginale con la quota di reddito detenuta dallo 0,01% più ricco emergono alcuni elementi:

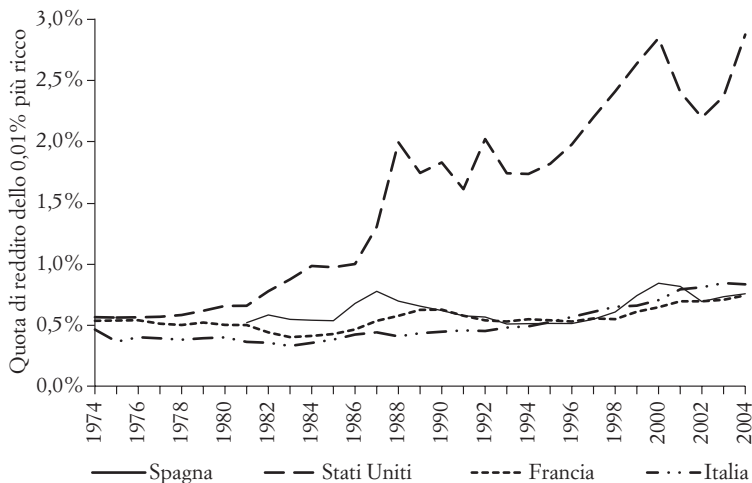


FIG. 7.5. Top 0,01% in Italia, Francia, Stati Uniti e Spagna, 1974-2004.

Fonte: Alvaredo e Pisano [2010]; Piketty e Saez [2003]; Piketty [2003]; Alvaredo e Saez [2010].

– il taglio delle aliquote marginali sullo scaglione più elevato nel 1975 è associato ad una riduzione nella quota di reddito detenuta dai più ricchi tra il 1974 ed il 1975;

– in secondo luogo, la stabilità relativa (o la riduzione) della quota detenuta dallo 0,01% più ricco tra il 1976 ed il 1983 accade in un periodo di aliquote stabili o crescenti;

– infine il trend di crescita della quota di reddito detenuta dallo 0,01% più ricco della popolazione a partire dalla metà degli anni '80 è associato ad una riduzione piuttosto significativa delle aliquote (l'aliquota legale sullo scaglione più elevato scende di 17 punti dal 62 del 1988 al 45% del 2001-2004).

Dunque da un lato non si rilevano reazioni comportamentali immediate (nello stesso anno) a fronte di variazioni nelle aliquote marginali, suggerendo una bassa elasticità dei redditi dichiarati a fini fiscali rispetto al cambiamento delle aliquote. All'opposto non si può escludere a priori che una diminuzione della progressività abbia contribuito all'aumento nella concentrazione effettiva della distribuzione attraverso maggiori tassi di accumulazione al *top*. Il disturbo intrinseco delle *top income shares* da un anno all'altro, rende tuttavia difficile identificare

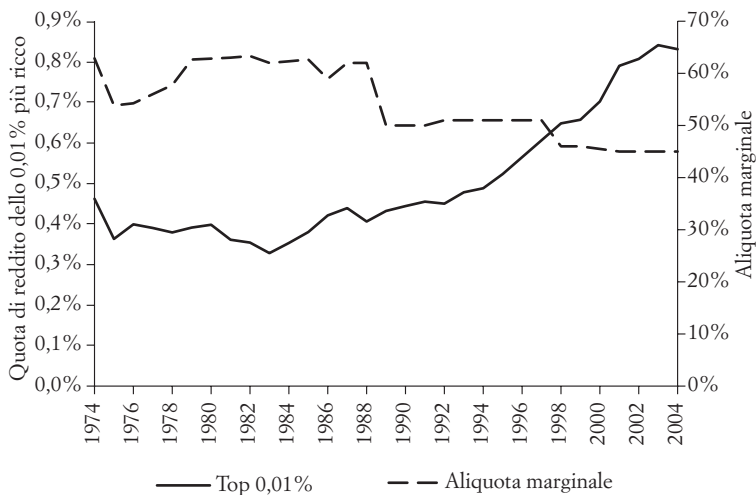


FIG. 7.6. Top 0,01% e aliquota marginale Irpef in Italia, 1974-2004.

Fonte: Alvaredo e Pisano [2010].

effetti sistematici a meno che l'elasticità del reddito non sia molto elevata.

4. Conclusioni

In questo lavoro si è cercato di offrire una panoramica dell'evoluzione della distribuzione del reddito in Italia ripercorrendo i principali cambiamenti dell'assetto distributivo intervenuti negli ultimi tre decenni – con particolare riferimento alla coda alta della distribuzione – anche alla luce dei più rilevanti episodi nella recente storia economica italiana. Alla luce di quanto suggerito dall'evidenza empirica, la dinamica della concentrazione del reddito in Italia sembra aver seguito un chiaro trend a U, con una marcata riduzione della disuguaglianza fino ai primi anni '80 a cui segue un trend di segno opposto negli anni successivi (lievemente rallentato nei primi anni 2000). Mentre negli anni della spinta egualitaria la riduzione nella concentrazione del reddito è per lo più riconducibile ad una riduzione nella quota di reddito della *upper-middle class*, negli anni della

rimonta si verifica il fenomeno opposto: l'aumento della concentrazione del reddito è in larga parte dovuto ad un marcato aumento della quota di reddito detenuta dai gruppi nel *very top* della distribuzione (quali il percentile più ricco o frattili ancora più ristretti), mentre fluttuazioni più modeste si registrano per la parte inferiore della coda destra della distribuzione.

In questo senso l'evidenza fornita offre una spiegazione aggiuntiva all'apparente incoerenza tra fatti e percezioni. Focalizzarsi su gruppi sempre più circoscritti all'interno della distribuzione del reddito può rivelarsi estremamente istruttivo per la comprensione delle dinamiche distributive. A questo proposito, l'aumento nella quota di redditi del 5% più ricco e in particolare dell'1% più ricco e di gruppi ancora più ristretti nella coda alta della distribuzione può essere interpretata come una ulteriore spiegazione a supporto del sentimento di impoverimento relativo percepito dalla classe media. La percezione nella classe media che i ricchi stiano diventando progressivamente sempre più ricchi può costituire un ulteriore elemento in grado di spiegare la divergenza tra stabilità degli indicatori sintetici e senso di impoverimento relativo percepito dalle famiglie italiane nell'ultimo decennio.

L'analisi della composizione rivela, da un lato, una presenza considerevole di redditi di impresa e da lavoro autonomo, che sembra suggerire come la coda alta sia prevalentemente composta da percettori di reddito non da lavoro; dall'altro occorre rilevare come, in una prospettiva temporale, il trend di aumento delle *shares* sia principalmente guidato dal crescente peso dei redditi da lavoro. L'evidenza sembrerebbe attribuire lo scettro dei «nuovi ricchi» ai lavoratori ad alta qualifica, segnalando quindi l'emergere nel panorama sociale della nuova figura del *working rich*, che avrebbe rimpiazzato i capitalisti ed ereditieri nella coda alta della distribuzione.

Infine, il confronto con altri paesi indica chiaramente come l'Italia si inserisca a pieno titolo tra i paesi dell'Europa continentale, con un aumento nella concentrazione della distribuzione modesto rispetto a quello sperimentato dai paesi anglosassoni, sebbene rispetto ad altri paesi dell'Europa meridionale si registri un aumento stabile e considerevole della quota di reddito detenuta dai più ricchi.

DISUGUAGLIANZA E CONSUMO

1. *Premessa*

Il benessere materiale di un individuo è determinato in primo luogo dalla quantità di beni e servizi che egli può permettersi di consumare in un determinato periodo. Quando il soggetto economico da prendere in considerazione è la famiglia il ragionamento sul benessere materiale può essere esteso al nucleo familiare, in quanto ciascun componente apporta il proprio contributo nel determinare il tenore di vita della famiglia. Per queste ragioni il consumo riveste un ruolo centrale nell'analisi della distribuzione delle risorse, della disuguaglianza e della mobilità sociale.

In questo capitolo poniamo l'attenzione proprio sulla dinamica della disuguaglianza del consumo in Italia, studiando l'evoluzione di alcuni indici di disuguaglianza e confrontandoli con quelli relativi al reddito. Il confronto tra disuguaglianza dei redditi e disuguaglianza dei consumi è davvero cruciale per capire l'origine delle disuguaglianze e il modo in cui gli individui rispondono a variazioni inattese dei redditi. Capire cosa succede alla distribuzione dei consumi al variare della distribuzione dei redditi è importante per un duplice aspetto. In primo luogo, il lato microeconomico della questione, legato al comportamento del consumatore. Secondo, il consumo rappresenta in Italia e in tutti i paesi sviluppati più di due terzi del Pil; studiare l'andamento del consumo è quindi fondamentale per valutare l'impatto macroeconomico di manovre di politica economica e fiscale incidenti sulla composizione delle risorse familiari. Sapere cosa succederà al consumo delle famiglie in

Questo capitolo è di Tullio Jappelli e Immacolata Marino, Università di Napoli, e Luigi Pistaferri, Stanford University.

seguito a variazioni delle risorse disponibili dovrebbe essere argomento di interesse per tutti i cittadini e non solo degli economisti. È proprio con l'intento di diffondere i risultati dei nostri studi a tutte le tipologie di lettori che presentiamo questo capitolo.

Le domande alle quali vogliamo rispondere nel corso del capitolo sono principalmente tre: 1) cosa spiega la diversa dinamica delle disuguaglianze, e in particolare il fatto che l'aumento della disuguaglianza dei redditi registrato in Italia tra la fine degli anni '80 e i primi anni '90 non si è tradotto in un aumento di pari ammontare della disuguaglianza dei consumi? 2) Quale impatto hanno avuto sulle disuguaglianze le diverse riforme del mercato del lavoro e dei mercati finanziari succedutesi negli ultimi trent'anni? 3) Variazioni di tipo permanente del reddito hanno un impatto maggiore rispetto a quelle di natura temporanea sulla distribuzione del consumo?

L'analisi viene condotta con i dati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane della Banca d'Italia, nel periodo compreso tra il 1980 e il 2006. L'Indagine rappresenta una preziosa fonte di dati ed è interessante per svariati aspetti, soprattutto perché fornisce informazioni, oltre che su reddito e consumo, anche sulla ricchezza. Inoltre, i valori di reddito e consumo riportati dall'Indagine illustrano bene quelli aggregati della Contabilità Nazionale.

Il capitolo è organizzato in questo modo. Il paragrafo 1 descrive il contesto macroeconomico in Italia nel periodo di riferimento. Il paragrafo 2 presenta una breve descrizione dell'Indagine e dei dati utilizzati. Il paragrafo 3 studia la dinamica della disuguaglianza dei consumi e la mette in relazione con quella del reddito. I dati evidenziano un forte aumento della disuguaglianza del reddito intorno ai primi anni '90, ed una sostanziale stabilità dopo il 1995, un fenomeno osservato anche da Brandolini, Cannari, D'Alessio e Faiella [2004]. Nello stesso periodo la disuguaglianza del consumo è cresciuta molto meno, e meno rapidamente rispetto a quella del reddito. Questa conclusione è in linea con i risultati ottenuti da studi comparabili al nostro condotti negli Stati Uniti [Blundell, Pistaferri e Preston 2008] e nel Regno Unito [Blundell e Preston 1998].

Dalla nostra analisi emerge che, nel periodo dal 1980 al 2006, nonostante vi siano state fluttuazioni anche nella disuguaglianza

del consumo, queste risultano molto meno forti rispetto a quelle registrate per la disuguaglianza del reddito, coerentemente con quanto previsto dai modelli di scelte intertemporali nei quali i consumatori attutiscono le variazioni transitorie del reddito attraverso il risparmio e l'indebitamento.

2. *Il contesto macroeconomico*

Sia il modello del ciclo vitale di Modigliani e Brumberg [1954] che l'ipotesi del reddito permanente proposta da Friedman [1957] convergono sull'esistenza di una relazione strutturale tra consumo e risorse complessive del consumatore, e non tra consumo e reddito corrente o passato, come nella formulazione proposta da Keynes. La relazione tra reddito e consumo è mediata dalle decisioni di risparmio e indebitamento delle famiglie che, in base ai propri bisogni passati e futuri, decidono come collocare le proprie risorse. Nel prendere le proprie decisioni di consumo le famiglie utilizzano il mercato del credito per attutire, almeno in parte, gli shocks del reddito. I modelli di scelte intertemporali attribuiscono infatti al mercato del credito un ruolo cruciale, suggerendo che il consumo dovrebbe essere meno sensibile a variazioni improvvise del reddito in seguito ad un periodo di liberalizzazione del mercato. Jappelli e Pistaferri [2011] hanno analizzato l'impatto del processo di integrazione dei mercati finanziari sulla sensibilità del consumo a variazioni del reddito. Dall'analisi emerge che in seguito all'introduzione dell'euro non è significativamente cambiata la sensibilità del consumo rispetto a variazioni del reddito, segnale che l'integrazione dei mercati in Europa è un processo lungo e che finora non ha prodotto consistenti variazioni nelle opportunità di smussare l'andamento del reddito attraverso il consumo. Il processo di integrazione finanziaria è solo uno dei possibili fattori che influenzano il contesto nel quale le decisioni di risparmio delle famiglie vengono prese.

L'economia Italiana, avendo subito profondi mutamenti legati all'invecchiamento della popolazione e alle numerose riforme dei mercati del credito e del lavoro, rappresenta uno scenario ideale nel quale analizzare il comportamento delle famiglie negli ultimi trenta anni. Il contesto nel quale le famiglie

decidono come distribuire le proprie risorse è infatti cambiato radicalmente e fornisce un interessante oggetto di valutazione attraverso l'utilizzo dei dati microeconomici. I due modelli di riferimento della teoria delle scelte intertemporali, pur percorrendo strade diverse, giungono ad un traguardo comune per quanto riguarda il comportamento del risparmio nel breve periodo. I risultati che presenteremo sono perfettamente in linea con la conclusione di queste due teorie sulla previsione che una variazione non attesa del reddito viene assorbita principalmente dal risparmio e poco dal consumo.

Il periodo di riferimento dell'analisi comprende gli anni dal 1980 al 2006, durante i quali si sono succedute in Italia tre importanti recessioni: la prima tra il 1981 e il 1983, una seconda particolarmente drammatica tra il 1992 e il 1993 durante la quale si è registrata, per la prima volta dalla fine della seconda guerra mondiale, una caduta del consumo in termini reali, ed una più recente degli anni 2001-2004. In questo arco temporale il contesto macroeconomico, che rappresenta lo scenario nel quale le famiglie italiane decidono quanto lavorare, consumare e risparmiare, è stato completamente trasformato da una serie di riforme che hanno interessato non solo la liberalizzazione del mercato del credito, ma anche il mercato del lavoro e la politica fiscale. Il tasso di disoccupazione è aumentato progressivamente dal 5% del 1980 al 12% del 1997, per poi diminuire nuovamente fino al 7% del 2006. Tra i cambiamenti istituzionali di maggiore rilievo ricordiamo le Riforme Amato del 1992 e Dini del 1995, che hanno segnato l'inizio del processo di rinnovamento del sistema pensionistico pubblico.

A partire dagli anni '90 il mercato del lavoro in Italia è stato oggetto di numerosi interventi finalizzati principalmente ad incrementarne il tasso di flessibilità. Il periodo più recente dal 1992 al 2006 vede due cambiamenti sostanziali: 1) la graduale deregolamentazione dei contratti a tempo indeterminato; 2) l'abolizione della *scala mobile*, strumento economico di politica dei salari, volto ad indicizzare automaticamente i salari all'inflazione e all'aumento del costo della vita secondo un indice dei prezzi al consumo. L'abolizione del meccanismo di indicizzazione salariale e i cambiamenti strutturali del mercato del lavoro hanno avuto effetti sostanziali sulla dinamica dei salari; rispetto al periodo precedente (1971-1991) si va delineando un sistema

che si allontana dagli obiettivi della compressione salariale e della riduzione delle disuguaglianze dei redditi. Utilizzando i dati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, Manacorda [2004] sostiene che l'indicizzazione salariale comporta un livellamento dei salari e una riduzione della disuguaglianza dei salari. Anche Erickson e Ichino [1995] forniscono una simile interpretazione per spiegare la riduzione della disuguaglianza dei salari avvenuta in Italia tra la fine degli anni '70 e la fine degli anni '80. Mostreremo che le alterazioni strutturali del mercato del lavoro sono la spiegazione più plausibile anche per descrivere le dinamiche di reddito e consumo.

I rapidi mutamenti demografici avvenuti in Italia hanno interessato non solo la composizione per età della popolazione, ma anche la struttura della famiglia. Nel 1980 le famiglie erano formate nell'85% dei casi da coppie composte da un uomo e da una donna. Nel 2006 questa percentuale è scesa al 70% e la diminuzione si è registrata quasi esclusivamente tra le coppie con figli. Sono invece triplicate le famiglie composte da un singolo individuo, dal 6 del 1980 al 18% del 2006. Il risultato di questa alterazione nella struttura delle famiglie è stato in primo luogo la diminuzione della dimensione media della famiglia; Jappelli e Pistaferri [2010] forniscono una analisi generazionale di questi cambiamenti avvenuti nella struttura delle famiglie italiane, le generazioni più giovani risultano formare famiglie molto più ristrette rispetto alle generazioni più anziane.

È naturale pensare che questi cambiamenti di tipo demografico incidano sulle disuguaglianze di reddito e consumo, a meno che la distribuzione individuale del reddito risulti invariata. In particolare, per la presenza delle economie di scala che lo caratterizzano, il consumo familiare non è semplicemente la somma dei consumi dei singoli membri della famiglia. Per misurare il consumo della famiglia infatti è opportuno tenere conto della scala di equivalenza rispetto al numero di componenti adulti nella famiglia.

I cambiamenti nella struttura demografica del paese e del mercato del lavoro non potevano non avere forti ripercussioni sulla dinamica della disuguaglianza del reddito e del consumo.

3. *L'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane*

A partire dal 1965 l'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* rappresenta la principale fonte di dati microeconomici in Italia. L'Indagine è condotta ogni due anni dalla Banca d'Italia (tre anni separano soltanto le indagini del 1995 e del 1998) e fornisce informazioni dettagliate sui consumi, sui redditi e sulla situazione demografica delle famiglie italiane. I dati relativi al reddito sono disponibili per tutti gli anni, mentre quelli che si riferiscono al consumo (sia di beni durevoli che non durevoli), sono disponibili solo a partire dal 1980, con eccezione del 1986 per il quale abbiamo solo i dati relativi al consumo totale.

Grazie alla metodologia del disegno campionario adottato¹, il campione intervistato è rappresentativo della popolazione residente in Italia. L'unità di osservazione è la famiglia, intesa come insieme di persone legate da vincoli di matrimonio, parentela, affinità, adozione, tutela o vincoli affettivi, coabitanti e aventi dimora abituale nello stesso comune. Se al momento dell'intervista qualche membro della famiglia è temporaneamente assente viene comunque considerato come appartenente a quella famiglia, sia che si trovi presso altro alloggio dello stesso comune, sia che si trovi in un altro comune. Rientrano nel campione anche le famiglie composte da una sola persona, che come vedremo sono aumentate significativamente tra gli anni '80 e 2000. Sulla qualità dei dati ci limitiamo a sottolineare che il consumo pro capite calcolato sui dati dell'Indagine della Banca d'Italia rappresenta abbastanza bene l'andamento dello stesso consumo derivato dai dati aggregati della Contabilità Nazionale. Jappelli e Pistaferri [2010] forniscono i tassi di risposta all'intervista come indicatore della qualità dei dati. Informazioni utili sulla qualità dei dati sono presentate da Brandolini e Cannari [1994] e da Brandolini [1999].

¹ Il campionamento è effettuato in due stadi: nel primo vengono selezionati i comuni, nel secondo le famiglie. I comuni sono raggruppati in 51 stati, definiti per 17 regioni e 3 classi per numero di abitanti (> 40.000, 20.000-40.000, < 20.000). Nel primo stadio, tutti i comuni sono selezionati casualmente con una probabilità proporzionale alla propria numerosità di abitanti. Nel secondo stadio viene estratto casualmente il campione di famiglie direttamente dai registri dell'ufficio comunale.

Il campione originario è composto da 106.990 famiglie. Per la nostra analisi empirica abbiamo escluso le famiglie con un capofamiglia di età inferiore a 25 anni (circa 1% del campione) o maggiore di 60 anni (circa 27% del campione). La scelta è dettata dal fatto che siamo interessati, nella seconda parte del capitolo, a vedere in che misura il consumo attutisce gli shock del reddito. È utile quindi focalizzarci su individui che abbiano terminato gli studi e che siano ancora parte delle forze di lavoro. Nelle famiglie formate da coppie (dove c'è un membro definito capofamiglia e l'altro coniuge) abbiamo considerato l'uomo della coppia come capofamiglia. Per ridurre l'impatto di possibili distorsioni dovute a errori di codifica e alla presenza di valori anomali abbiamo escluso quelle famiglie nelle quali abbiamo rilevato la presenza di più di un coniuge oltre al capofamiglia, quelle che con una spesa per consumi non durevoli pari a zero oppure negativa e, infine, quelle nelle quali il capofamiglia percepisce un salario orario inferiore alla metà di quello minimo (consideriamo come salario orario minimo quello pagato in un McDonald locale, Ashenfelter e Jurajda [2004]). Queste ultime correzioni risultano trascurabili in termini di numerosità del nostro campione definitivo che comprende 70.220 famiglie, intervistate tra il 1980 e il 2006.

4. *La disuguaglianza del consumo*

Nel corso dei primi anni '90 la disuguaglianza dei redditi è notevolmente aumentata per poi stabilizzarsi a partire dal 1995. Nel corso del capitolo ci chiediamo se anche la disuguaglianza del consumo è aumentata nello stesso periodo e cerchiamo di identificare i principali fattori ai quali è da attribuire l'andamento degli indici di disuguaglianza analizzati, focalizzandoci principalmente a quanto accaduto all'inizio degli anni '90. Le variabili consumo e reddito si riferiscono rispettivamente al consumo di beni non durevoli e al reddito disponibile. Per descrivere la dinamica della distribuzione dei consumi utilizziamo quattro indici di disuguaglianza: la varianza del logaritmo dei consumi, il coefficiente di Gini, la differenza tra il 90° e il 50° percentile e la differenza tra il 50° e il 10° percentile. I primi due indici rappresentano le misure di disuguaglianza

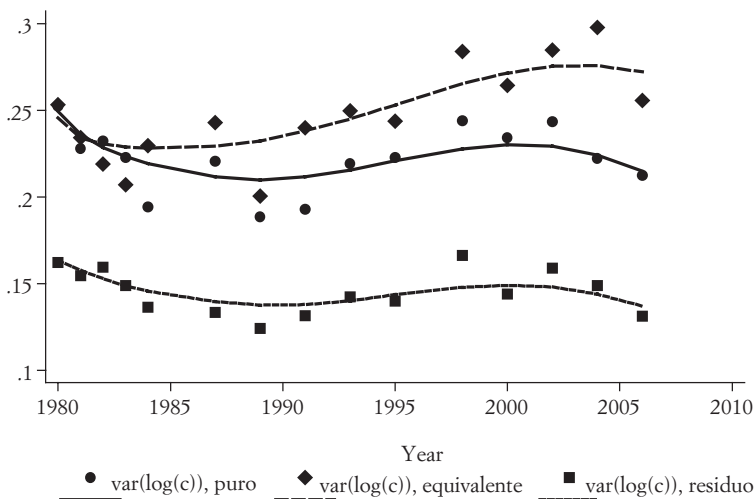


FIG. 8.1. Varianza del logaritmo del consumo.

tradizionali per descrivere la distribuzione dei consumi di tutte le famiglie del campione. Gli ultimi due indici sono utili perché misurano la disuguaglianza dei consumi nella parte alta e in quella bassa della distribuzione. Il confronto tra l'andamento di queste misure di disuguaglianza ci permette di valutare la robustezza dei risultati forniti da ciascun indice.

La figura 8.1 rappresenta l'andamento di tre differenti misure della varianza del logaritmo dei consumi, elencate in ordine di complessità: la varianza del logaritmo dei consumi «puri», la varianza del logaritmo dei consumi «equivalenti» (ottenuta dividendo il consumo familiare per la scala di equivalenza dell'Ocse), e la varianza del logaritmo dei consumi «residui» (ottenuta dalla regressione del logaritmo dei consumi sulle seguenti variabili: anni di istruzione, indicatori per il genere, collocazione geografica, numerosità della famiglia e numero di figli². Notiamo che la varianza del logaritmo dei consumi «equivalenti», $\text{var}(\log(c/s))$, è maggiore della varianza

² La figura 8.1 e quelle successive presentano le osservazioni originarie e una loro interpolazione, ottenuta utilizzando il metodo di regressione. Se guardiamo alle singole osservazioni è evidente che dopo il 1995 l'andamento della disuguaglianza è rimasto sostanzialmente invariato.

del logaritmo del consumo, $\text{var}(\log(c))$, che a sua volta eccede la varianza del logaritmo dei residui statistici del consumo. La varianza del logaritmo dei consumi «equivalenti» tiene conto delle economie di scala realizzabili all'aumentare dell'ampiezza familiare. Il fatto che $\text{var}(\log(c/s))$ sia maggiore di $\text{var}(\log(c))$ suggerisce che cambiamenti nella composizione demografica della famiglia contribuiscono solo in parte all'andamento della disuguaglianza complessiva, la scelta della scala di equivalenza dunque non influenza i risultati dell'analisi. Il percorso di ciascun indice di disuguaglianza è rappresentato da una spezzata, ottenuta interpolando localmente i dati originari. Questo tipo di rappresentazione permette di leggere immediatamente e chiaramente l'evoluzione degli indicatori adottati.

Vediamo che tutte e tre le misure della varianza del logaritmo dei consumi mostrano una tendenza simile. Notiamo una lieve diminuzione tra il 1980 e 1990, seguita da un trend positivo negli anni '90 per poi stabilizzarsi nell'ultimo periodo analizzato. Nel 2005 la disuguaglianza dei consumi ritorna sostanzialmente al livello iniziale degli anni '80, dopo aver subito oscillazioni tra il 20 e il 25%, per le misure lineari ed equivalenti, e tra il 12 e 15% per la misura residua. La disuguaglianza nel tenore di vita delle famiglie, misurata dalla distribuzione dei consumi, è rimasta sostanzialmente invariata tra il 1980 e il 2006, nonostante si registri un lieve incremento all'inizio degli anni '90. La tendenza della disuguaglianza dei consumi è dunque simile a quella dei redditi, ma caratterizzata da oscillazioni molto meno intense.

La figura 8.2 presenta l'andamento anche degli altri indici di disuguaglianza adottati per lo studio della distribuzione dei consumi. I quattro indici sono calcolati utilizzando la scala di equivalenza Ocse. L'indice di Gini è l'indice più frequentemente utilizzato nello studio delle disuguaglianze. A differenza della varianza, gode della caratteristica di essere un indice relativo, permette dunque di comparare l'andamento della disuguaglianza dei consumi nel tempo e nello spazio. L'indice varia tra un valore minimo di zero ed un massimo di uno che rappresentano rispettivamente situazioni di minima e massima concentrazione. Le differenze percentili ci aiutano invece ad individuare come la distribuzione dei consumi varia nei diversi strati della popolazione; sono un indicatore molto utile per capire se l'andamento

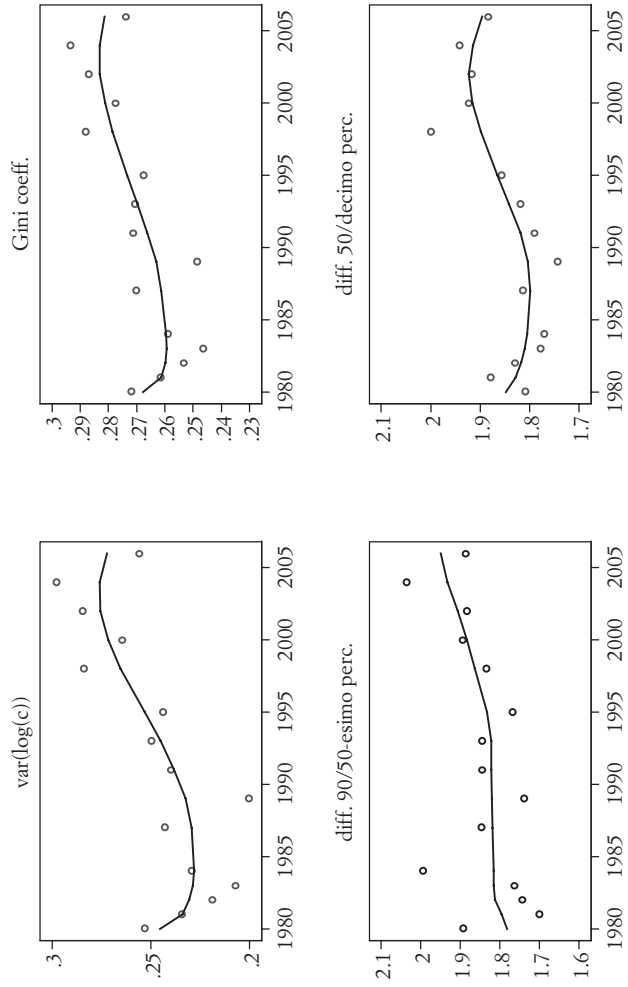


Fig. 8.2. Disuguaglianza del consumo.

della disuguaglianza è stimolato da un particolare gruppo di individui o se ha invece riguardato tutta la popolazione. Dalla figura vediamo che tutte e quattro le misure di disuguaglianza utilizzate presentano un trend simile: un periodo di stabilità negli anni '80, seguito da un lieve incremento negli anni '90 e una leggera diminuzione a partire dal 2000.

Le oscillazioni della varianza sono particolarmente pronunciate rispetto a quelle dell'indice di Gini, evidenza del fatto che la varianza non è un indice robusto rispetto alla presenza di valori anomali. L'indice di Gini oscilla tra 0,25 e 0,29, con un incremento prevalente tra l'inizio degli anni '80 e il 2000. Se guardiamo ai soli valori del 1980 e del 2006 notiamo una sostanziale stabilità intorno ad un valore di 0,27, ad indicare che la disuguaglianza dei consumi in Italia negli ultimi trent'anni non ha subito significative variazioni.

Nei due grafici della parte inferiore della figura 8.2 sono presentati gli andamenti degli altri due indici di disuguaglianza: la differenza tra 90° e 50° percentile e la differenza tra 50° e 10° percentile. Questi due grafici sono utili a catturare informazione su come si è evoluta la disuguaglianza dei consumi nella parte alta della distribuzione e in quella bassa. La differenza tra il 90° e 50° percentile ci dice che la parte alta della distribuzione dei consumi si è allontanata dalla mediana nei primi anni '80 (da 1,7 del 1981 a 2 del 1985), per poi ritornare ad oscillare intorno ai valori di 1,8-1,9 negli anni '90. La parte bassa della distribuzione ha subito lievi variazioni nel periodo dal 1980 al 1995, con una differenza dalla mediana tra 1,75 e 1,9; l'aumento della disuguaglianza per questa parte della distribuzione è avvenuto soprattutto nel 1998 quando l'indice ha registrato un incremento dell'8% rispetto al valore del 1995 e di circa il 14% rispetto al minimo raggiunto alla fine degli anni '80. Possiamo leggere questi dati alla luce degli eventi macroeconomici esposti nel paragrafo precedente. La crisi economica degli anni '80 ha avuto un impatto maggiore sulla distribuzione dei consumi delle famiglie più ricche mentre le riforme degli anni '90 hanno influenzato maggiormente la distribuzione dei consumi delle famiglie più povere.

Abbiamo visto che nonostante l'intensità delle oscillazioni, le differenze percentili mostrano un andamento simile tra di loro e coerente con quanto già mostrato dalla varianza e

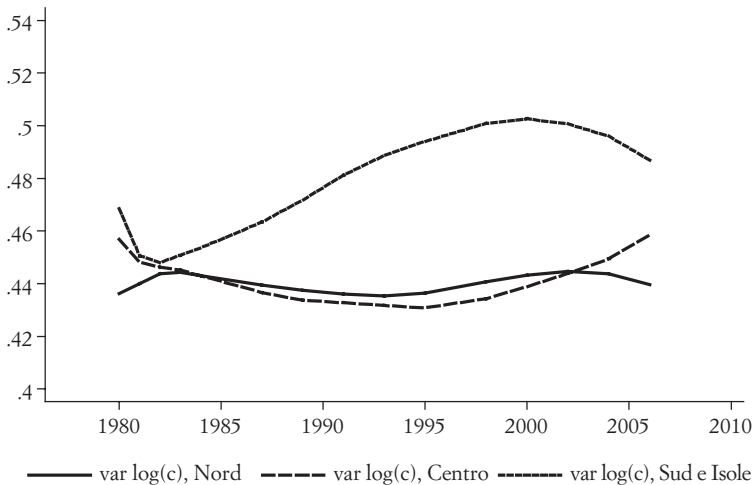


FIG. 8.3. Disuguaglianza del consumo per area geografica.

dall'indice di Gini. La figura 8.3 fornisce un quadro geografico dell'evoluzione della disuguaglianza dei consumi in Italia dal 1980 al 2006. Abbiamo calcolato la varianza del logaritmo del consumo per le famiglie appartenenti a tre diverse aree geografiche: Nord, Centro, Sud e Isole. Notiamo che l'andamento della disuguaglianza risulta diverso nelle tre diverse aree geografiche. In particolare, l'aumento della disuguaglianza dei consumi rilevato sull'intera popolazione tra la metà degli anni '80 e l'inizio degli anni '90 rispecchia meglio quanto accaduto nelle regioni del Sud dove la disuguaglianza è aumentata di circa il 15%. Se guardiamo alle singole osservazioni, proprio come accadeva in figura 8.1 considerando l'intero campione, ancora una volta emerge che, a partire dai primi anni '90, la disuguaglianza dei consumi non è cresciuta significativamente nelle regioni meridionali.

Anche l'andamento della disuguaglianza del reddito nelle regioni del Sud rispecchia bene quanto accaduto per la distribuzione del reddito su scala nazionale; la disuguaglianza del reddito in queste regioni è infatti aumentata del 32%, mentre nelle altre zone del paese non si registra un cambiamento significativo della disuguaglianza sia di reddito che di consumo. L'evoluzione della varianza per le regioni del Nord e del Centro

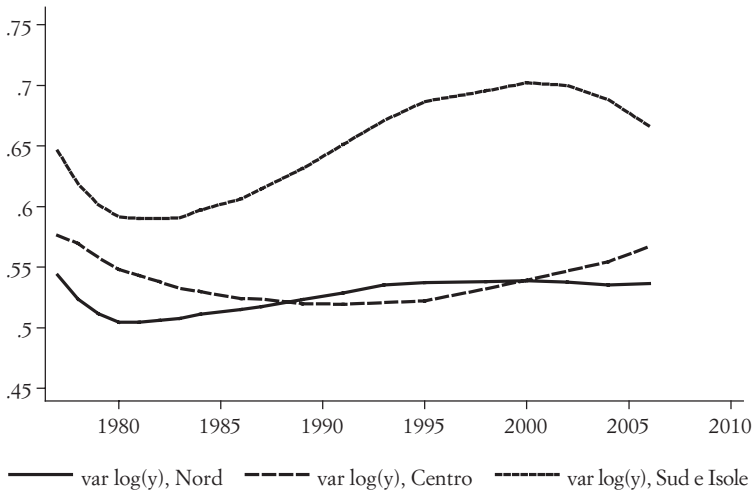


FIG. 8.4. Disuguaglianza del reddito per area geografica.

presenta un aspetto abbastanza differente rispetto a quelle del Mezzogiorno, con oscillazioni molto meno importanti su tutto l'arco temporale, ed una differenza quasi nulla tra il livello della disuguaglianza alla fine degli anni '90 e la metà degli anni '80. Cosa spiega questa diversa dinamica della disuguaglianza dei consumi e dei redditi all'interno del nostro paese? I divari territoriali sono una caratteristica strutturale dell'Italia. La figura 8.4 mostra il divario tra Centro-Nord e Mezzogiorno della disuguaglianza dei redditi. Brandolini (2009) fornisce i dati sul divario nel reddito equivalente della realtà italiana confrontandoli con quelli della Germania. In Italia nel 2000 il divario tra Mezzogiorno e Centro-Nord era del 37% contro il 18% di quello rilevato tra i *Länder* tedeschi orientali e occidentali. Anche la distribuzione del reddito ha delle caratteristiche diverse nei due paesi: in Italia risulta molto meno disuguale nelle regioni più sviluppate centro-settentrionali rispetto a quelle meridionali, mentre in Germania le aree più disuguali rispetto al reddito risultano quelle più sviluppate. Questa differenza nella distribuzione del reddito si riflette anche nel divario esistente nella distribuzione del consumo.

La lezione più importante che otteniamo dal confronto territoriale è che le differenze persistenti tra i livelli di reddito e di

consumo si riflettono anche in una differente distribuzione dei consumi e dei redditi. Inoltre, le figure 8.3 e 8.4 confermano il fatto che la disuguaglianza nel tenore di vita delle famiglie è aumentata meno rispetto a quella dei redditi. Dalle singole osservazioni emerge una sostanziale stabilità anche della disuguaglianza dei redditi nelle regioni meridionali a partire dai primi anni '90, proprio come accadeva per la disuguaglianza dei consumi.

5. Disuguaglianze del consumo e del reddito a confronto

È ora il momento di mettere a confronto gli andamenti delle disuguaglianze di consumo e reddito alla luce di quanto detto finora sulla disuguaglianza del consumo. La figura 8.5 mette insieme le informazioni fornite dagli indici di disuguaglianza dei consumi, discusse precedentemente, e quelle relative agli stessi indici calcolati per il reddito. La linea continua rappresenta il reddito disponibile, quella tratteggiata il consumo di beni non durevoli. L'ordinata di sinistra mostra i valori assunti dagli indici calcolati sul reddito, quella di destra i valori degli stessi indici per il consumo. Dalla nostra analisi emerge che la disuguaglianza dei redditi non è rimasta stabile nel corso degli ultimi trent'anni.

La figura 8.5 indica che tra il 1985 e la fine degli anni '90 la disuguaglianza dei redditi è aumentata di circa il 30% rispetto ai livelli iniziali. Ma la stessa figura indica che la disuguaglianza nel tenore di vita delle famiglie – misurata dalla distribuzione dei consumi – è aumentata molto meno, di circa il 10%. Il messaggio principale che deriva dalla lettura del grafico è che, a prescindere dall'indice utilizzato e dalla scala di equivalenza adottata, soprattutto in seguito alle riforme del mercato del lavoro dei primi anni '90, la disuguaglianza del reddito è aumentata di più e più rapidamente rispetto a quella del consumo.

La figura 8.6 rappresenta l'andamento delle disuguaglianze di consumo e reddito nel periodo campionario, ma per distinte generazioni di individui. In questa fase dell'analisi abbiamo utilizzato i dati relativi agli individui e non alle famiglie. Il campione originario è formato da 316.530 unità intervistate tra il 1980 e il 2006. Ancora una volta, per le ragioni descritte

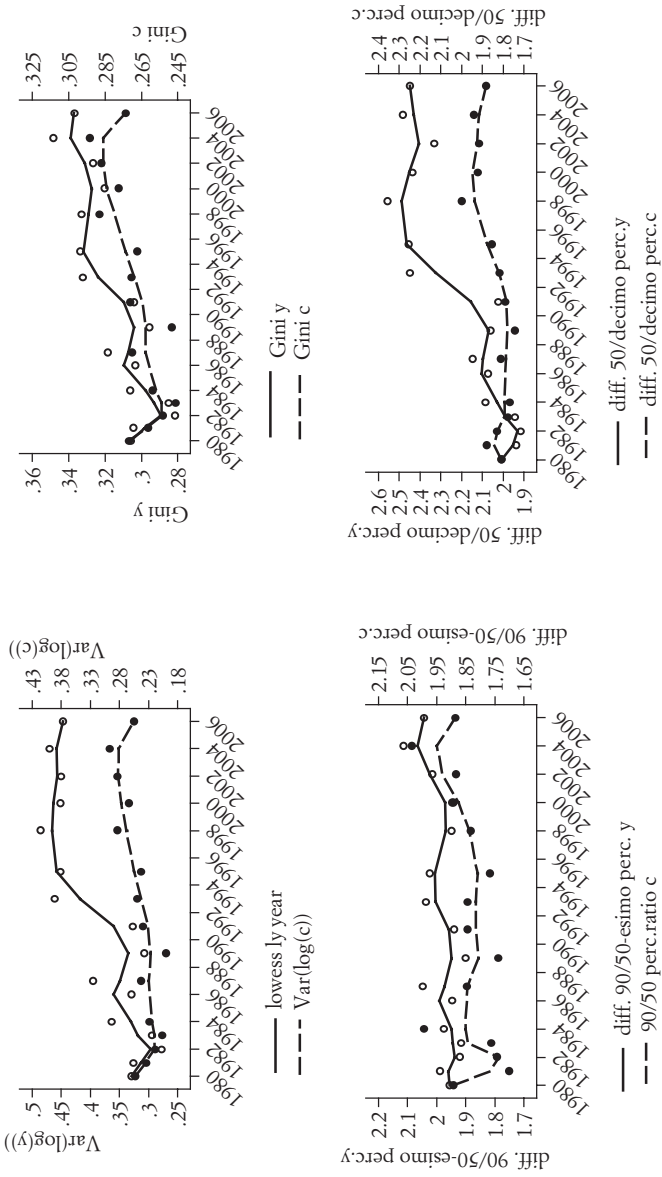


FIG. 8.5. Disuguaglianza di consumo e reddito.

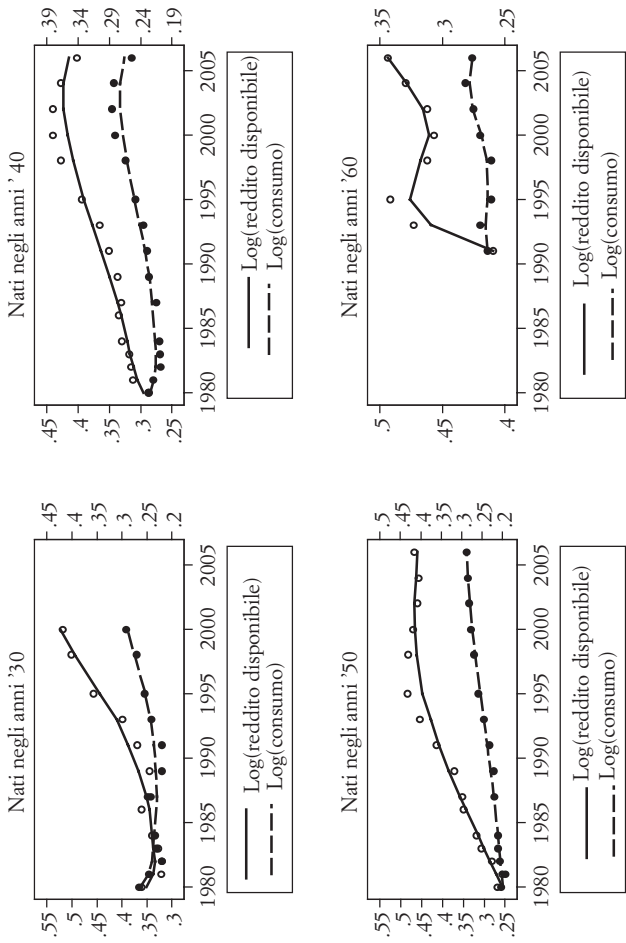


FIG. 8.6. Disuguaglianza di consumo e reddito per generazione.

precedentemente, abbiamo selezionato solo gli individui con un'età compresa tra i 25 e i 60 anni, in modo da avere un campione rappresentativo di individui che abbiano terminato gli studi ma che non siano ancora in pensione. Il campione comprende circa 180.000 osservazioni. La distinzione per generazioni permette di studiare se gli andamenti degli indici di disuguaglianza risultano omogenei rispetto alle diverse classi generazionali, oppure se le distribuzioni di consumo e reddito sono diverse per ciascuna generazione. Deaton e Paxon [1994] mostrano che lo studio della dinamica della distribuzione per età è utile per analizzare le disuguaglianze di consumo e reddito nello scenario dei modelli del ciclo vitale. In figura 8.6 i dati sono ordinati in base agli anni di nascita di quattro generazioni (nati negli anni '30, negli anni '40, negli anni '50 ed infine negli anni '60). L'obiettivo di questa analisi è quello di mettere in luce eventuali comportamenti anomali della varianza durante il ciclo vitale di un individuo. Riusciamo così a leggere se la dinamica della disuguaglianza di reddito e consumo varia in base alla generazione di appartenenza. Dall'analisi non si evincono differenze tra l'andamento dell'indice di dispersione calcolato per generazione e quello ottenuto sull'intera popolazione.

Le conclusioni ottenute analizzando l'intera popolazione di riferimento sono confermate dallo studio della dinamica della distribuzione dei consumi distinta per età degli individui: 1) la disuguaglianza dei redditi è sostanzialmente maggiore rispetto a quella dei consumi; 2) entrambe le disuguaglianze aumentano con l'età del gruppo di individui di riferimento; 3) per ogni generazione, durante gli anni '90, la disuguaglianza del reddito è cresciuta più della disuguaglianza del consumo. Per esempio, la varianza del logaritmo del reddito disponibile per i nati nel 1950 è aumentata tra il 1987 e il 1988 di 0,14 punti, mentre la varianza del logaritmo del consumo nello stesso intervallo temporale è aumentata di soli 0,06 punti.

Perché l'aumento della disuguaglianza dei redditi non si è tradotto in un aumento della disuguaglianza dei consumi? Una prima spiegazione è che nel corso degli anni '90 le famiglie italiane siano riuscite ad attutire meglio le fluttuazioni dei redditi, per effetto dello sviluppo dei mercati finanziari e di condizioni più favorevoli di accesso al credito. Ed in effetti la liberalizzazione dei mercati finanziari, la maggiore concorrenza tra le banche

ed il processo di integrazione finanziaria sono stati seguiti da uno sviluppo notevole del mercato del credito al consumo e dei mutui ipotecari, con maggiore facilità di accesso al credito e costi più contenuti in termini di tassi di interesse rispetto alla fase precedente. Secondo questa interpretazione, la disuguaglianza del consumo è aumentata meno rispetto a quella del reddito perché le famiglie hanno potuto assorbire meglio le fluttuazioni del reddito attraverso i mercati finanziari. Jappelli e Pistaferri [2011] mostrano che in Italia il processo di integrazione e liberalizzazione dei mercati finanziari non ha influenzato la sensibilità del consumo rispetto alle variazioni del reddito.

Una seconda possibilità è che l'aumento della disuguaglianza dei redditi sia principalmente di natura transitoria, e che variazioni temporanee del reddito non si riflettono interamente in variazioni di consumi. L'aumento della disuguaglianza può infatti essere causato sia da un aumento delle differenze nei redditi persistente nel tempo che da variazioni temporanee del reddito. Un esempio di variazioni persistenti è quello in cui la differenza tra le retribuzioni di un laureato e un diplomato si ampliano per tutta la carriera lavorativa. Un esempio di variazioni transitorie del reddito è quello in cui il reddito di ciascun individuo è meno stabile, ad esempio perché alterna periodi di lavoro e periodi di disoccupazione. L'aumento della componente transitoria, che gli economisti indicano con il termine di «instabilità dei redditi», è stato causato in larga misura dalle riforme del mercato del lavoro che hanno aumentato la flessibilità salariale e la mobilità dei lavoratori nel corso degli anni '90. Dalla nostra analisi emerge che la gran parte dell'aumento della disuguaglianza dei redditi è da attribuirsi ad una maggiore instabilità dei redditi, piuttosto che ad un cambiamento permanente della distribuzione dei salari. La prima componente è aumentata di circa 3 volte nel corso degli anni '90, mentre la componente permanente ha registrato un incremento solo durante la recessione del 1992-1993.

5. *Conclusioni*

In questo capitolo abbiamo presentato un'analisi dell'andamento della disuguaglianza dei consumi in Italia nel periodo

dal 1980 al 2006. Abbiamo visto che la disuguaglianza dei consumi è aumentata molto meno rispetto a quella dei redditi, che invece pone il nostro paese come uno dei più disuguali tra i paesi sviluppati. Il motivo per cui le variazioni dei consumi non hanno seguito le variazioni dei redditi è che la componente permanente del reddito non è cambiata significativamente nel corso degli ultimi trent'anni; è invece aumentata significativamente la componente transitoria dei redditi. La teoria economica suggerisce che le famiglie reagiscono in modo diverso a variazioni di tipo permanente o transitorio dei redditi. Mentre una variazione destinata a durare nel tempo viene in larga misura destinata al consumo, una variazione destinata a durare poco, o ad essere compensata da movimenti in senso contrario, viene sostanzialmente risparmiata. Questo comportamento delle famiglie rientra perfettamente nello scenario dell'ipotesi del reddito permanente e della teoria del ciclo vitale; secondo la teoria le famiglie cercano di mantenere stabile nel tempo il proprio livello di consumo. Il ruolo del risparmio e dell'indebitamento è proprio quello di attutire le variazioni del reddito da un mese all'altro o da un anno all'altro (in generale da un periodo all'altro). Quando programiamo i nostri acquisti cerchiamo di mantenere uno standard di vita stabile nel tempo, piuttosto che alterare periodi di consumo particolarmente elevato con periodi di bassi consumi. Mentre una riduzione permanente del reddito viene assorbita sostanzialmente da una diminuzione dei consumi in tutti i mesi dell'anno, una riduzione transitoria del reddito viene distribuita più o meno ugualmente in tutti i mesi dell'anno. Questo significa che se si alternano periodi di lavoro a periodi di disoccupazione, si spende un poco meno ogni mese e se ne risparmia la maggior parte nel momento in cui il reddito viene percepito.

La nostra analisi suggerisce che tra la fine degli anni '80 e l'inizio degli anni '90 è aumentata significativamente la componente transitoria dei redditi. Per questo motivo nello stesso periodo la disuguaglianza dei consumi è cresciuta, ma non quanto sarebbe aumentata se l'aumento della disuguaglianza dei redditi avesse avuto natura permanente.

RICCHEZZA E DISUGUAGLIANZA IN ITALIA

1. *Introduzione*

La ricchezza rappresenta una caratteristica fondamentale per il benessere degli individui e delle comunità nel loro complesso. Nei paesi più ricchi si osservano più elevati livelli di consumo, più lunghe aspettative di vita, superiori livelli di istruzione; alle privazioni materiali tipiche della povertà, si accompagnano invece le cattive condizioni di salute, l'elevata mortalità infantile, l'ignoranza. Esaminare la ricchezza nei suoi vari aspetti, valutandone la dimensione in rapporto ad altri indicatori e la distribuzione, l'evoluzione nel tempo e la comparazione tra paesi, vuol dire pertanto affrontare il tema della disuguaglianza in una delle sue caratteristiche centrali.

Gli studi sulla ricchezza si giustificano anche lungo altre direzioni. In primo luogo la ricchezza, insieme ai redditi e ai consumi, è uno degli aggregati sui quali lo Stato misura la capacità contributiva dei cittadini. Conoscere l'ammontare e come si distribuisce tra i vari gruppi di popolazione è dunque essenziale per misurare in che modo si distribuisce, o potrebbe distribuirsi, il carico fiscale. È inoltre rilevante l'analisi della sua composizione, sia perché questa pone in risalto in che modo le famiglie impiegano i loro risparmi e i livelli di rischio che sono in grado di assumersi.

Questo capitolo è di Giovanni D'Alessio, Servizio Studi Banca d'Italia.

Nel corso degli anni ho avuto modo di collaborare con diversi colleghi nella scrittura di lavori riguardanti il tema della ricchezza delle famiglie italiane, o di sue componenti, e in particolare con L. Cannari, A. Brandolini, I. Faiella, R. Gambacorta e S. Iezzi. È inevitabile che quanto scritto in questo capitolo rifletta anche i contributi e le idee dei miei coautori, che pertanto ringrazio.

Le opinioni espresse e le responsabilità rimangono ovviamente solo mie e non possono in alcun modo coinvolgere la Banca d'Italia.

Questo capitolo, dopo aver illustrato l'andamento della ricchezza complessiva delle famiglie in Italia dal 1965 al 2009 (par. 2), esamina come i livelli di disuguaglianza della ricchezza siano evoluti nel corso del tempo e come queste evidenze si raffrontino a quelle disponibili per gli altri paesi (par. 3). Il paragrafo 4, invece, analizza come si distribuisce la ricchezza sulla base delle caratteristiche famigliari e come questa distribuzione si sia modificata nel tempo. Il paragrafo 5 tratta il tema dell'origine della ricchezza, individuando fundamentalmente tre fonti: il risparmio, che è l'atto con il quale un soggetto destina parte del suo reddito corrente al consumo futuro, i trasferimenti di ricchezza (doni ed eredità) e le variazioni di valore dei beni posseduti. Quantificare il ruolo che queste componenti assumono, in media tra la popolazione, appare rilevante sia perché aiuta a comprendere le evoluzioni della ricchezza, sia perché il giudizio sulla equità della disuguaglianza che si osserva può risentire della prevalenza di una o l'altra delle fonti. Queste evidenze vengono pertanto analizzate contestualmente alle opinioni sulla disuguaglianza rilevate sui cittadini tramite indagini statistiche, che sono brevemente discusse. Alcune considerazioni generali concludono il capitolo.

2. *La ricchezza delle famiglie in Italia*

La ricchezza netta delle famiglie¹ in Italia ha registrato una crescita considerevole negli ultimi decenni (fig. 9.1). Nel 2009 la ricchezza complessiva delle famiglie era pari a circa 8.588 miliardi di euro, più di 7,5 volte il corrispondente valore del 1965 misurato sempre a prezzi 2009, con una crescita media

¹ La ricchezza è il complesso dei beni materiali o immateriali che hanno un valore di mercato di cui una famiglia dispone. Si tratta quindi di uno stock definito a un certo istante di tempo, al contrario del reddito o del risparmio che sono invece flussi definiti in un intervallo di tempo. In quanto riserva di valore, la sua destinazione economica è il consumo; la sua origine principale è il risparmio, anche se – come si vedrà più avanti – altri fattori possono risultare rilevanti. La ricchezza include le attività reali (abitazioni, terreni, ecc.) e le attività finanziarie (depositi, titoli, azioni, ecc.) e, con il segno negativo, i debiti (mutui, prestiti personali, ecc.); essa può pertanto assumere valori negativi per coloro che hanno più debiti che attività.

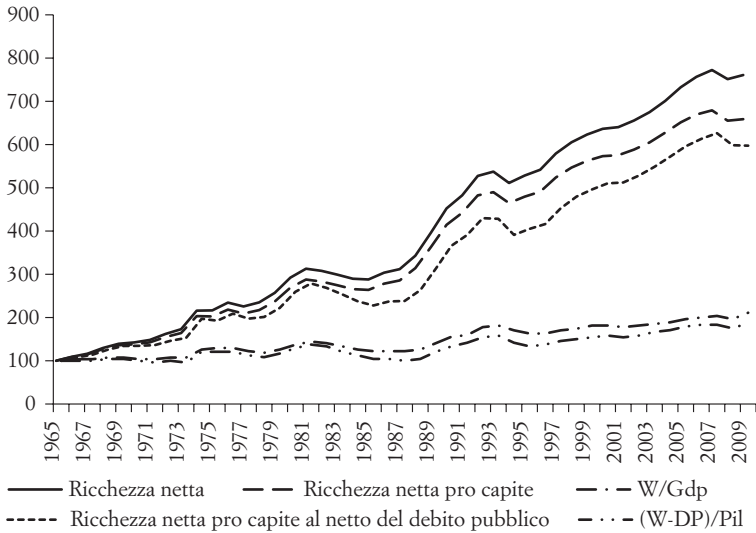


FIG. 9.1. Andamento della ricchezza netta in Italia, 1965-2009 (numero indice del valore a prezzi costanti; base 1965 = 100).

annua del 4,7% (tab. A1). L'aggregato pro capite presenta un andamento appena meno favorevole (da 21.700 a 143.000 euro a prezzi 2009, con una crescita media annua del 4,4%), dato che la popolazione italiana è passata nel periodo da circa 52 a 60 milioni (complessivamente circa il 15% in più)².

La crescita ha caratterizzato l'intero periodo sebbene in modo non costante. Periodi di forte crescita sono stati tra il 1985 e il 1993 e tra il 1996 e il 2007. Le riduzioni nel valore complessivo della ricchezza, in termini reali, non sono state però rare. Nel 1977 il calo della ricchezza netta pro capite a prezzi costanti è stato del 4,2%; tra il 1981 e il 1985 la riduzione è stata complessivamente dell'8,3%, mentre tra il 1993 e il 1994 il calo ha superato il 5%. Infine nel solo 2008 la riduzione è stata superiore al 3,5%. Nel complesso, il trend crescente della ricchezza netta pro capite ha subito un rallentamento nel corso del tempo, riflettendo sia il progressivo calo nei tassi di

² Le stime aggregate della ricchezza delle famiglie italiane sono prodotte periodicamente dalla Banca d'Italia [2010a].

crescita economica del paese, sia la tendenziale riduzione del tasso di risparmio delle famiglie.

Il valore della ricchezza, nel breve periodo, riflette principalmente le variazioni dei prezzi delle attività e in particolare quelli delle abitazioni, che si applicano a un aggregato che negli anni più recenti rappresenta oltre la metà della ricchezza netta, e quelli delle azioni che sebbene si applichino su ammontari quantitativamente inferiori (negli anni recenti circa il 10%), presentano oscillazioni in generale molto superiori a quelle delle case. Tra il 1989 e il 1992, ad esempio, la ricchezza cresce complessivamente di circa il 33% in termini reali, trascinata da incrementi delle abitazioni complessivamente dell'ordine del 50% che sopravanzano le riduzioni nei prezzi delle azioni (pari a circa il 30%). In altri casi, le dinamiche dei prezzi tendono a compensarsi, come ad esempio nel biennio 2002-2003 dove alla crescita nel valore delle case (di circa il 20%) fa da contrappeso il calo in quello delle azioni (di oltre il 30). Nel periodo più recente, tra il 1995 e il 2009, la ricchezza netta a prezzi costanti cresce di oltre il 40%; circa il 55% di questo incremento va attribuito al risparmio delle famiglie mentre la restante parte, più irregolare nel corso degli anni, è dovuta ai capital gains (tab. A2). Ovviamente, le variazioni di prezzo delle attività producono non solo alterazioni nel valore complessivo della ricchezza ma anche consistenti effetti redistributivi, di cui si tratterà più avanti.

Una questione che merita di essere esaminata è quella che riguarda il rapporto tra la ricchezza delle famiglie e il debito pubblico³, debito che indirettamente appartiene ai cittadini. Esso viene alimentato dallo sbilancio tra le spese dello Stato

³ In linea generale, andrebbe valutato il nesso tra ricchezza privata (quella qui misurata) e ricchezza pubblica, intesa come l'ammontare del patrimonio netto che i cittadini posseggono attraverso la Stato. Purtroppo per le attività dello Stato non sono disponibili informazioni sufficientemente affidabili e con buona profondità storica, ed è dunque necessario arrestarsi al legame tra ricchezza privata e debito pubblico. Questo aspetto andrebbe tenuto presente nelle comparazioni temporali o spaziali, dato che il rapporto tra ricchezza privata e pubblica può modificarsi in modo consistente nel tempo e tra i diversi sistemi economici che i paesi possono adottare. Sul nesso esistente tra il debito pubblico e il comportamento economico dei cittadini si è a lungo dibattuto nel quadro della teoria dell'equivalenza ricardiana. Si veda ad esempio Barro [1974].

rispetto alle entrate; un bilancio in pareggio, sia che fosse stato realizzato con una minore spesa per servizi o con più tasse, avrebbe sottratto risorse alle famiglie per l'accumulazione. Debito pubblico e ricchezza delle famiglie sono dunque fenomeni collegati⁴.

Nel periodo considerato il debito pubblico è fortemente cresciuto; se nel 1965 l'ammontare totale corrispondeva a un debito verso lo Stato di ogni cittadino italiano di circa 2.700 euro (a prezzi 2009), questo ammontare si è più che decuplicato nel 2009, raggiungendo quasi 29.500 euro. Decurtando l'intero debito pubblico dalla ricchezza netta si ottiene un indicatore che, pur presentando tassi di crescita inferiori a quelli prima mostrati, non se ne discosta in modo sostanziale. A livello pro capite, la ricchezza netta a cui è stata sottratta il debito pubblico passa da 19.000 a 113.600 euro (a prezzi 2009), con una crescita media annua del 4,1%, contro il 4,4% dell'indicatore al lordo del debito pubblico. L'incremento della ricchezza delle famiglie italiane tra il 1965 e il 2009 viene pertanto solo marginalmente ridimensionato se si considera la componente del debito pubblico.

Il rapporto tra ricchezza e Pil ha ovviamente un andamento meno pronunciato, perché il Pil è anch'esso cresciuto notevolmente nel periodo. È però notevole che il rapporto sia comunque all'incirca raddoppiato (un po' meno, se si esclude il debito pubblico), segnalando che il nostro paese ha in questi cinquant'anni incrementato la propria ricchezza più di quanto abbia incrementato la produzione. Questo indicatore testimonia la crescente rilevanza delle condizioni patrimoniali rispetto a quelle reddituali nella nostra società, aspetto che può assumere un rilievo in termini di incentivi allo sviluppo e in termini di disuguaglianza; la ricchezza che ci proviene dal passato è infatti oggi più rilevante di ieri in rapporto a quella che è possibile procurarsi giorno dopo giorno con l'attività lavorativa e di impresa.

⁴ Se nel complesso decurtare l'ammontare di debito pubblico dalla ricchezza delle famiglie non presenta difficoltà, dal punto di vista micro l'operazione non è altrettanto agevole, visto che non è chiaro chi e quando – attraverso la tassazione – sarà chiamato a ripianare il debito. Per questo motivo le definizioni di ricchezza netta a livello micro non tengono conto di queste componenti.

3. *Comparazione nel tempo e tra paesi della disuguaglianza*

In Italia i 10 individui più ricchi posseggono una quantità di ricchezza che è all'incirca equivalente a quella dei 3 milioni di italiani più poveri [Cannari e D'Alessio 2006]; ciò esemplifica il divario che anche in un paese sviluppato come il nostro separa i ricchi dai poveri.

La disuguaglianza nella distribuzione della ricchezza è in effetti assai più pronunciata di quella sul reddito⁵. Considerando l'ultimo anno disponibile, il 2008, si verifica che l'indice di Gini della ricchezza netta è pari a circa 0,63 contro lo 0,29 che si osserva per il reddito equivalente; il 10% delle famiglie più ricche possiede oltre il 40% dell'intero ammontare di ricchezza netta mentre il 10% delle famiglie a più alto reddito riceve invece solo il 27% del reddito complessivo.

La maggiore disuguaglianza che si osserva per la ricchezza rispetto al reddito si spiega in vari modi. In primo luogo la disuguaglianza della ricchezza tende a riflettere le maggiori differenze attribuibili al diverso stadio del ciclo di vita di ciascun individuo. Se è vero che anche per il reddito si osserva il tipico profilo per età, dapprima crescente e poi decrescente dopo il pensionamento, per la ricchezza tale andamento è più pronunciato. I valori medi crescono più rapidamente dalle età giovanili a quelle centrali e decrescono con maggiore rapidità nell'età anziana. Va inoltre ricordato che gli strumenti di sostegno economico alle famiglie disagiate agiscono principalmente sui redditi, sulla base della considerazione che mentre l'assenza di reddito (cioè di risorse destinabili al consumo) è una condizione in generale fonte di particolare criticità, l'assenza di ricchezza può comunque associarsi a condizioni

⁵ Le stime della ricchezza prodotte a partire da dati raccolti presso le famiglie mediante indagini campionarie (in Italia, si utilizza l'indagine sui bilanci delle famiglie italiane, o Ibf, condotta dalla Banca d'Italia) consentono di condurre analisi sugli aspetti distributivi dei fenomeni, problematica pressoché preclusa utilizzando i dati macro, ma scontano alcuni problemi di misura tipici. Le famiglie, di fronte a domande riguardanti i redditi e la ricchezza, mettono in atto comportamenti reticenti, che si traducono in una sottostima degli ammontari dichiarati [Cannari e D'Alessio 1993; D'Aurizio *et al.* 2006]. I dati micro utilizzati in questo capitolo tengono conto di questo aspetto, mediante l'uso di modelli statistici analoghi a quelli impiegati in Brandolini *et al.* [2006].

redditali adeguate, e dunque non essere meritevole di sostegno economico⁶.

Oltre alla diversa capacità di reddito degli individui nell'intero arco della vita, la disuguaglianza nella ricchezza tende a riflettere altre caratteristiche degli individui. Le diverse preferenze dei soggetti in merito al differimento nel tempo dei consumi possono spingere le persone ad essere più o meno impazienti, destinando corrispondentemente più o meno risorse al consumo immediato rispetto al risparmio. L'avversione al rischio, per contro, influenza sia il tasso di risparmio, poiché modifica il livello ritenuto ottimale di ricchezza detenuta a titolo precauzionale, sia la tipologia di investimento prescelto. La presenza e il numero dei figli può infine influire sulla ricchezza detenuta al fine di lasciare un'eredità.

Effetti rilevanti sulla distribuzione della ricchezza possono essere attribuiti ai capital gains, cioè alle variazioni di valore della ricchezza dovute all'andamento dei prezzi delle attività, o a esperienze familiari particolari, come ingenti esborsi dovuti a problemi di salute, esperienze di disoccupazione e così via. Particolare rilievo nel determinare i livelli di disuguaglianza della ricchezza assumono inoltre le eredità e i doni.

Ma qual è stato l'andamento della disuguaglianza della ricchezza in Italia negli ultimi decenni? Rispondere a questa domanda è più difficile di quanto si pensi, a causa della limitata disponibilità di dati campionari e dei problemi di qualità che affliggono quelli disponibili⁷.

La serie degli indici di concentrazione di Gini calcolati sui dati non corretti mostra un andamento della disuguaglianza tra il 1987 e il 2008 piuttosto erratico; dopo un calo nel biennio 1989-1991, la disuguaglianza si riporta pressoché sui valori

⁶ Va però rilevato che lo Stato in alcuni casi adotta anche politiche che favoriscono la distribuzione della ricchezza tra la popolazione, come ad esempio, nel caso degli incentivi all'acquisto della prima casa.

⁷ Sebbene l'Ibf sia condotta dagli anni '60, i dati micro sono disponibili per le elaborazioni solo a partire dal 1977; inoltre mentre le informazioni sulle attività reali (abitazioni e terreni) sono state raccolte sin dall'inizio, quelle sulla componente finanziaria sono state raccolte solo a partire dall'indagine sul 1987. Ne consegue che stime riferite alla ricchezza netta nel suo complesso sono possibili a partire dal 1987; alcune valutazioni saranno effettuate per il periodo 1977-1986 sulla base della sola componente reale, che comunque rappresenta la parte prevalente della ricchezza.

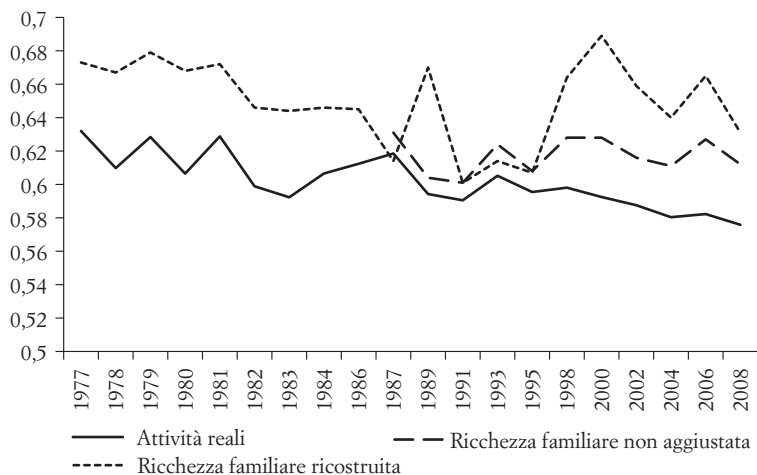


Fig. 9.2. Indice di concentrazione di Gini della ricchezza netta, 1977-2008.

del 1987 tra il 1993 e il 2000 per poi subire un nuovo calo tra l'inizio del secolo e il periodo 2004-2008 (fig. 9.2, tab. A3).

Se si considerano i dati micro aggiustati per l'under-reporting, si osserva un calo nella disuguaglianza tra il 1989 e il 1991; l'andamento negli anni novanta appare più marcatamente crescente rispetto alla serie dei dati grezzi mentre il calo successivo è invece meno sensibile. Nel complesso la serie dei dati aggiustati sembra rendere conto meglio del peso crescente che sul finire del secolo assumono le attività finanziarie, caratterizzate da maggiori livelli di concentrazione rispetto alle attività reali, in particolare in alcuni anni. Gli indici di concentrazione delle attività reali sono invece caratterizzati da un trend decrescente di lungo periodo, che probabilmente va attribuito alla progressiva diffusione della proprietà dell'abitazione di residenza, che passa da poco più del 50% nel 1977 a quasi il 70% nel 2008.

Per il periodo 1977-1986, nel quale non venivano rilevate nell'indagine le attività finanziarie, non si dispone di stime campionarie della concentrazione di questa componente né dunque della ricchezza nel suo complesso. Sfruttando le informazioni sulle attività reali, che rappresentano comunque la parte preponderante della ricchezza netta, nonché alcune

regolarità tra gli aggregati in questione è possibile avanzare alcune ipotesi sull'andamento della disuguaglianza della ricchezza in quel periodo.

In particolare è possibile fare ricorso alla scomposizione dell'indice di Gini tra componenti proposta da Pyatt, Chen e Fei [1980]. Siano W_k , $k = 1, 2, 3$ le tre componenti della ricchezza netta (attività reali, finanziarie e debiti) e G_k i rispettivi indici di Gini, risulta che:

$$G = \sum_{k=1}^3 \alpha_k R_k G_k$$

dove $\alpha_k = \mu_k/\mu$ e $R_k = Cov(W_k, R_w)/Cov(W_k, R_{wk})$, cioè l'indice di Gini della ricchezza netta è una combinazione lineare degli indici di Gini delle sue componenti G_k i cui coefficienti dipendono dai valori medi delle componenti (μ_k) nel rapporto con quella della ricchezza nel suo complesso (μ) e dal *rank correlation ratio* R_k . Quest'ultima componente, data dal rapporto tra la covarianza tra la k -esima componente e la graduatoria della ricchezza e la covarianza tra la k -esima componente e la graduatoria della componente stessa, esprime la capacità della componente di influire sulla graduatoria degli individui in termini di ricchezza complessiva.

Per gli anni che vanno dal 1977 al 1986 si è proceduto a stimare sia gli indici di Gini delle attività e passività finanziarie sia i *rank correlation ratio* R_k mediante modelli lineari che legano tali quantità ai valori medi osservati a livello macro. L'indice di Gini della ricchezza netta che si ottiene dalla composizione della parte osservata (componente reale) e di quella ricostruita (finanziaria) mostra un andamento decisamente decrescente della disuguaglianza, coerentemente con quanto si osserva per la sola componente reale⁸ (e per il reddito familiare).

Nel complesso, dunque, la disuguaglianza della ricchezza avrebbe avuto nel medio-lungo periodo un andamento decrescente fino alla fine degli anni '80, crescente negli anni '90 e lievemente decrescente negli anni più recenti.

⁸ Poiché la serie ricostruita tramite la scomposizione fa uso dei valori medi che derivano dai dati macro, non presenta gli stessi valori della serie desunta dai dati micro.

I livelli di disuguaglianza sono influenzati dall'andamento dei prezzi delle attività, riflettendo la loro diffusione tra i diversi strati della popolazione. In generale, un incremento nei prezzi delle azioni tende ad accrescere i livelli di disuguaglianza (perché i più ricchi tendono a possedere queste attività) mentre il contrario accade per un calo dei corsi azionari. I prezzi delle case, per contro, tendono ad avere un effetto opposto; un aumento dei prezzi delle case tende a produrre minore disuguaglianza mentre l'opposto accade quando i prezzi scendono. Poiché l'andamento nei prezzi delle case e nei corsi azionari tendono spesso ad andare in direzione opposta (la correlazione risulta pari a $-0,6$), ne risulta che i due effetti in generale si sommano, amplificando l'elemento ciclico.

Naturalmente queste sono considerazioni di massima, che non tengono conto del fatto che i prezzi delle case variano in modo differenziato sul territorio (per area geografica, per regione, per ubicazione rispetto al centro delle città) e a seconda di altre caratteristiche, così come le azioni non sono un unico aggregato e presentano variazioni diversificate sulla ricchezza dei possessori; gli impatti sulla disuguaglianza non sono dunque precisamente prevedibili.

Non appare comunque casuale che la crescita della disuguaglianza nella seconda metà degli anni '90 avvenga in presenza di una crescita considerevole nei prezzi delle azioni, così come il calo dei primi anni 2000 è probabilmente almeno in parte attribuibile al negativo andamento del mercato azionario e alla corrispondente crescita del mercato immobiliare. Queste oscillazioni non nascondono comunque il trend di lungo periodo nella disuguaglianza, che per la parte ricostruita precedente al 1987 risulta decrescente, per gli anni '90 risulta crescente e poi nuovamente in calo.

Ma come risultano i livelli di ricchezza e di disuguaglianza della ricchezza in Italia nel panorama internazionale?

Per quanto riguarda l'ammontare della ricchezza delle famiglie, le stime di Davies *et al.* [2009] sulla distribuzione dell'intera ricchezza del pianeta attribuiscono una posizione piuttosto favorevole all'Italia; considerato pari a 1 il peso del nostro paese in termini di popolazione, l'indice risulta pari a circa 3 in termini di Pil e a circa 4,5 in termini di ricchezza. In altri termini, il nostro paese risulta maggiormente favorito

in termini di ricchezza pro capite di quanto non lo sia per il prodotto pro capite.

Per quanto riguarda la distribuzione della ricchezza, le indicazioni che si ricavano dagli studi internazionali presentano risultati non sempre convergenti. Secondo le indicazioni di Sierminska, Brandolini e Smeeding [2007], che fanno uso della banca dati del Lws⁹, i livelli di disuguaglianza che si osservano in Italia sarebbero inferiori a quelli di tutti i paesi considerati nell'analisi (Svezia, Stati Uniti, Regno Unito, Canada, Germania e Finlandia). Questa considerazione rimarrebbe inalterata se in luogo dell'indice considerato da quegli autori si valutasse la posizione dell'Italia sulla base degli indici corretti prima mostrati. Altre stime [Davies *et al.* 2009] mostrano che gli indici di concentrazione dell'Italia sono relativamente bassi (al 20° posto su 25 paesi analizzati); gli indici corretti porterebbero l'Italia verso il centro della classifica.

Le stime, come si è detto, non sono sempre coerenti¹⁰ e vanno prese con una certa cautela, in quanto scontano le differenze metodologiche tra le varie indagini e i problemi di misura che possono incidere in modo non marginale sui risultati. Per l'Italia, tuttavia, le indicazioni sembrano piuttosto convergenti nell'indicare livelli di disuguaglianza della ricchezza relativamente moderati (contrariamente a quanto si osserva per i redditi). Contribuisce a spiegare questo risultato la diffusione della proprietà dell'abitazione di residenza, superiore a quella che si riscontra in numerosi paesi europei, come Regno Unito,

⁹ Il Luxembourg Wealth Study (Lws) è un progetto che mira a rendere disponibili per la ricerca scientifica i microdati sulla ricchezza delle famiglie derivanti da indagini campionarie condotte in vari paesi. Analogamente al progetto del Lis che riguarda i redditi, sui dati viene effettuato un lavoro di omogeneizzazione per renderli il più possibile comparabili. Si veda www.lisproject.org/.

¹⁰ Ad esempio in Sierminska, Brandolini e Smeeding [2007] gli stessi autori fanno notare che la Svezia, posizionata nello studio tra i paesi più disuguali in termini di ricchezza, è notoriamente classificata tra i paesi a minore disuguaglianza in termini di reddito e che quella evidenza non conferma il presente studio comparativo di Davies e Shorrocks [2000]. Anche Klevmarken [2006], sulla base dei dati dell'indagine Share (Survey of Health Ageing and Retirement in Europe), riguardante gli individui di 50 anni e oltre, indica che la disuguaglianza della ricchezza netta della Svezia sarebbe sotto la media e in particolare sotto la Francia, la Germania e l'Italia.

Svezia, Francia e Germania, risultando invece inferiore a quella riscontrata in Grecia, Irlanda e Spagna [Bce 2003]¹¹.

4. *La ricchezza secondo le categorie socioeconomiche*

La ricchezza netta familiare presenta livelli e andamenti notevolmente differenziati sulla base delle caratteristiche sociodemografiche dei suoi componenti (tab. A4).

Nel 1987, primo anno per il quale si dispone dei dati micro, le famiglie con persone di riferimento costituite da operai e pensionati presentavano i livelli più bassi di ricchezza netta familiari, pari a circa il 60% dell'ammontare medio; a livello territoriale, le famiglie più svantaggiate risultavano quelle meridionali, con valori medi di circa il 30% inferiori a quello delle famiglie residenti nel Centro e nel Nord. Le famiglie più ricche erano invece quelle dei liberi professionisti, imprenditori e lavoratori autonomi e quelle dei dirigenti, con valori medi pari a circa il doppio della media generale.

Tra il 1987 e il 2008 le famiglie di operai registrano una caduta nei loro livelli di ricchezza media, che passa dal 60 al 45% del livello medio generale. Un calo caratterizza anche l'andamento della ricchezza delle famiglie di liberi professionisti, che tuttavia rimangono su livelli medi molto elevati (l'indice passa circa da 250 a 200); analogamente le famiglie di imprenditori e di altri lavoratori autonomi perdono qualcosa in termini relativi, ma rimangono sempre su livelli elevati (indice da 183 a 153).

La categoria che, per contro, registra un notevole miglioramento nei livelli medi di ricchezza è quella dei pensionati, che passa da un indice di 61,6 a 97,8, raggiungendo quasi la media dell'intera popolazione.

La distribuzione della ricchezza tra le classi di età ha subito una profonda trasformazione (fig. 9.3); mentre nel 1987 le

¹¹ Nel 2008 circa il 70% delle famiglie risultava proprietaria della propria abitazione mentre circa il 10% occupava l'abitazione in usufrutto o in uso gratuito. Queste ultime sono per la gran parte di proprietà di figli, genitori o altri parenti del capofamiglia e si possono assimilare a case di proprietà, la cui quota sfiora dunque l'80%.

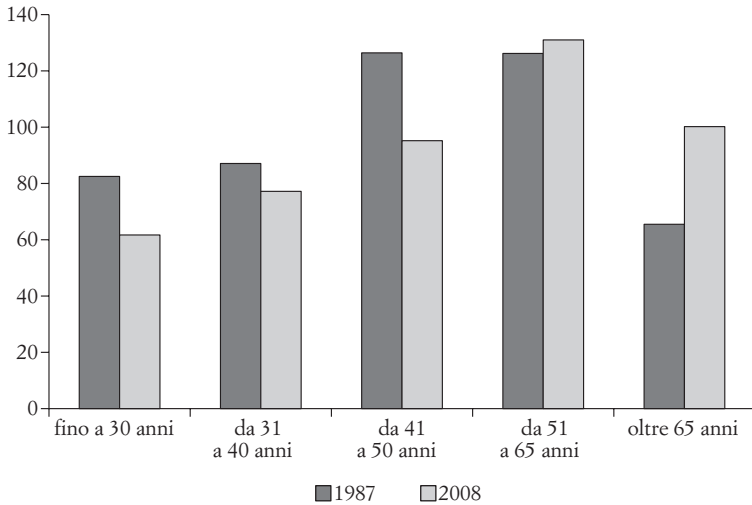


FIG. 9.3. Ricchezza media per età, 1987-2008 (indice; media di anno = 100).

famiglie di giovani erano su livelli medi non lontani dal totale della popolazione, a partire dal 2000 queste famiglie vedono peggiorare decisamente la loro condizione; il contrario accade per gli anziani, che nel periodo considerato vedono migliorare nettamente la loro posizione relativa. Le classi di età intermedie riflettono lo stesso andamento delle classi più estreme, anche se in misura meno marcata; le famiglie con capofamiglia tra i 50 e i 65 anni migliorano le loro condizioni relative mentre quelle tra i 30 e i 50 le peggiorano.

A livello di area geografica, il Centro e il Nord presentano valori che – in modo alternato – portano l’una o l’altra area sui livelli più elevati e l’altra a seguire; oltre a una certa variabilità campionaria è possibile che pesi una certa sfasatura tra i cicli dei prezzi degli immobili nelle due aree. È invece piuttosto marcato e costante il peggioramento delle condizioni del Mezzogiorno, che vede il proprio indice tra il 1987 e il 2008 perdere circa 10 punti, passando da circa 80 a 70.

Quanto al confronto tra i generi, si rileva che le famiglie con persona di riferimento uomo presentano valori significativamente superiori a quelli delle famiglie con persona di riferimento donna. Tale divario, tuttavia, risente di numerosi

fattori, tra i quali il fatto che le famiglie con persona di riferimento donna sono spesso più anziane o con un minor numero di componenti.

Una comparazione più accurata della ricchezza per genere richiederebbe di individuare all'interno delle famiglie quanto spetta a ciascun componente, nella ripartizione della ricchezza familiare tra i suoi membri. Se la ricchezza viene associata alle caratteristiche individuali a seguito di una ripartizione paritaria, la quota complessivamente spettante alle donne risulta inferiore a quella degli uomini di circa il 2-3%. Tale criterio di ripartizione, tuttavia, potrebbe non riflettere pienamente i divari intra-familiari nel controllo delle risorse economiche. Un altro criterio possibile è quello che fa riferimento alle intestazioni legali dei beni, sebbene queste possono essere influenzate da aspetti pratici o fiscali e dunque non necessariamente esprimono l'effettiva disponibilità dei beni posseduti. Purtroppo l'Ibf rileva gli intestatari del bene soltanto per gli immobili mentre le attività e le passività finanziarie sono invece rilevate a livello familiare; non è quindi possibile una valutazione piena, riferita al complesso della ricchezza. Con riferimento al solo patrimonio immobiliare, è però notevole che mentre alla fine degli anni '80 risultava intestato a uomini circa il 60% del totale, nelle indagini più recenti la quota risulti sbilanciata a favore degli uomini in misura assai minore, 53 contro 47%. Il gap si è dunque notevolmente ridotto.

5. Origini della ricchezza e opinioni sulla disuguaglianza

Finora, abbiamo misurato la disuguaglianza in termini di ricchezza nel paese, ne abbiamo analizzato l'andamento nel tempo e l'abbiamo confrontato le evidenze disponibili per l'Italia con quelle di altri paesi; abbiamo inoltre valutato i divari tra le aree geografiche e le categorie di famiglie. Ma come possiamo giudicare questi livelli di disuguaglianza in assoluto? I livelli di disuguaglianza che osserviamo nel nostro paese sono eccessivi o sono invece accettabili?

La risposta a questa domanda non ammette un'unica risposta; la sensibilità verso il tema della disuguaglianza varia

da paese a paese e da individuo a individuo, sulla base delle condizioni materiali e dei giudizi di valore di ciascuno¹².

Secondo le indicazioni che si ricavano dalla World Value Survey (Wvs), gli italiani avrebbero un'attenzione verso i temi dell'uguaglianza relativamente più marcata rispetto a quella presente in altri paesi. Ad esempio, al quesito che chiede agli intervistati di scegliere quale dei due valori tra uguaglianza e libertà sia ritenuto più rilevante, gli italiani risultano in terza posizione, su 32 paesi, nel preferire l'uguaglianza alla libertà. La quota di italiani che seleziona l'uguaglianza infatti sopravanza di circa 10 punti quella relativa alla libertà (49 contro 40%, con un restante 11% di indecisi); nell'80% dei casi, incluso paesi europei come Francia Spagna e Germania, risulta invece maggioritaria la quota di coloro che selezionano la libertà come prevalente.

Questa connotazione marcatamente egitaria del nostro paese si ridimensiona parzialmente analizzando le domande riguardanti la redistribuzione del reddito. La quota di italiani che ritiene sia molto importante eliminare le grandi disparità nei redditi è pari al 35%, quota all'incirca mediana tra gli oltre 30 paesi analizzati. Anche nella domanda che chiede se andrebbe ridotta la disuguaglianza nei redditi o se invece andrebbe ampliata, per fornire maggiori incentivi alla produzione, l'Italia si colloca in una posizione intermedia; tra i paesi più sviluppati, quelli europei propendono in maniera più forte rispetto all'Italia per una maggiore uguaglianza mentre Stati Uniti e Giappone propendono maggiormente per la scelta alternativa.

Il giudizio sull'uguaglianza e sull'opportunità di limitarla attraverso l'intervento pubblico è a sua volta influenzato da alcune valutazioni sul funzionamento della società. Negli Stati Uniti, ad esempio, è piuttosto diffusa la convinzione che lo stato di povertà sia fondamentalmente determinato da comportamenti e modi di essere dei poveri stessi (ad esempio mancanza di volontà, 61%) e che sia dunque ascrivibile – almeno in buona

¹² Sul tema del rapporto tra disuguaglianza, valori e politiche redistributive, si veda Bénabou e Tirole [2006]. Sul rapporto tra disuguaglianza e giustizia si veda Sen [2010a; 2010b]. Nell'ambito del filone della *economics of happiness*, si veda il contributo di Biancotti e D'Alessio [2008] sul rapporto tra valori, disuguaglianza e benessere.

misura – alla loro stessa responsabilità. Questa stessa opinione è invece assai meno diffusa nei paesi europei (ad esempio la Germania con il 13,4% e la Spagna con il 18,8%), che al contrario privilegiano l'opinione che la povertà sia prevalentemente il frutto di una società ingiusta. Anche per l'Italia, secondo i dati dell'Ibf, l'opinione che la povertà sia ascrivibile a comportamenti di scarsa responsabilità dei poveri stessi non raccoglie particolari consensi¹³.

Un ulteriore elemento che caratterizza l'Italia rispetto agli altri paesi è quello relativo alla diffusa opinione che l'impegno personale giochi un ruolo modesto nel determinare il successo economico, che sarebbe invece maggiormente ascrivibile alla fortuna e alle relazioni familiari. Sulla base delle risposte fornite dagli intervistati, con un punteggio lungo una scala che va da 1 a 10 (dove 1 indica l'opinione per cui «a lungo andare un serio impegno porta a una vita migliore» e 10 che «un serio impegno non conduce al successo; è più questione di fortuna e di relazioni») si rileva che l'Italia è agli ultimi posti per il ruolo assegnato all'impegno e al lavoro (48° posto sui 55 paesi per cui è disponibile l'indicatore). Il punteggio medio dell'Italia (5,3) è simile a quello della Francia (5,3) ma inferiore a quello di quasi tutti gli altri paesi occidentali (Germania 4,8; Olanda e Norvegia 4,9; Giappone 5; Gran Bretagna e Svezia 4,5; Spagna 4,2; Canada 4; Stati Uniti 3,9).

I risultati desunti dall'Ibf sul 2006 che poneva agli intervistati alcune domande qualitative sul tema confermano quanto espresso sulla base dei dati della Wvs, e cioè che gli italiani hanno, in generale, una consistente avversione alla disuguaglianza (tab. A5). Questa è più sentita nei confronti delle situazioni estreme (il grado di accordo maggiore si raccoglie sull'affermazione «Tutti dovrebbero avere almeno il minimo necessario per vivere», con un punteggio medio di 8,5 su 10) e giustifica l'intervento dello Stato (8,1). Gli intervistati riconoscono il ruolo della fortuna (7,9), quello dell'impegno (7,4) e della famiglia di origine (7,3). Vi è comunque un buon grado di accordo sul fatto che «chi

¹³ Alla affermazione «Le persone povere sono pigre» gli intervistati, chiamati a fornire un grado di accordo con un punteggio da 1 a 10, forniscono solo nel 39,2% pari o valori superiori al 6; la media delle risposte risulta pari a 4,7.

si impegna di più dovrebbe essere più ricco degli altri» (7) e che dunque non tutte le disuguaglianze siano da considerare negativamente. Come già detto, limitato è il supporto all'affermazione che i poveri siano pigri (4,7).

Le opinioni possono riflettere, oltre che i diversi tratti culturali delle popolazioni residenti nei vari contesti, anche i differenti assetti sociali e istituzionali; è cioè possibile, ad esempio, che la società statunitense attribuisca un maggiore ruolo al merito non solo sul piano del riferimento culturale – il cosiddetto sogno americano – ma anche supportando un più elevato livello di meritocrazia rispetto a quanto si riscontra in Europa, e in Italia in particolare¹⁴.

I giudizi inerenti l'origine della ricchezza e il ruolo dei vari fattori analizzati nel determinare il successo di un individuo sono correlati all'avversione alla disuguaglianza; coloro che ritengono che la fortuna e i genitori abbiano un peso rilevante sono più propensi a considerare forme intervento dello Stato per limitare la disuguaglianza. L'opposto si verifica per quelli che invece ritengono che il successo dipenda fundamentalmente dall'impegno e che la povertà sia determinata da libere scelte degli individui.

A livello territoriale emergono alcune differenze nella direzione attesa, con un Mezzogiorno leggermente spostato verso una posizione più fatalista (ruolo del caso) e che risente di un ambiente economico meno dinamico (ruolo delle origini familiari) rispetto al Centro e al Nord, che invece presentano valori medi più elevati per le affermazioni che fanno riferimento alla responsabilità degli individui nel successo e alla povertà. Più in generale, e comprensibilmente, le famiglie più povere sono più propense alla redistribuzione di quelle più ricche. Come nel caso dei divari geografici, tuttavia, le differenze, sebbene statisticamente significative, non sono particolarmente marcate; ad esempio, l'affermazione che lo Stato dovrebbe limitare le disuguaglianze passa da un grado di accordo medio di 8,3 tra i più poveri a 7,8 tra i più ricchi. Nel complesso emerge un quadro di valori e di opinioni di riferimento inerenti la disuguaglianza che si differenziano a livello individuale, ma

¹⁴ Per un recente confronto internazionale, dal quale emerge tra l'altro una ridotta mobilità intergenerazionale dell'Italia, si veda Oecd [2010].

in misura piuttosto limitata sulla base dell'area geografica di residenza o della classe di ricchezza.

Ma quali sono le evidenze statistiche disponibili nel rapporto tra ricchezza e caratteristiche degli individui? Uno dei fattori principali che contribuisce a spiegare le origini della ricchezza a livello di individuo sono le eredità e i doni che questi ricevono dalla famiglia di origine. Secondo stime riferite al 2002, i trasferimenti ricevuti sotto forma di eredità o donazioni rappresentano una quota consistente della ricchezza netta delle famiglie, valutabile tra il 30 e il 55% a seconda se si attribuiscono al trasferimento anche i redditi nel tempo prodotti. Questa quota ha mostrato una tendenza alla crescita; le stesse misure riferite al 1991 risultavano più basse di circa 3 e 5 punti percentuali¹⁵. Sebbene l'osservazione dei soli trasferimenti ricevuti porti a sovrastimare il ruolo delle eredità come fattore di disuguaglianza nella ricchezza, non considerando i trasferimenti attesi per il futuro soprattutto dai soggetti più giovani, non vi è dubbio che i trasferimenti di ricchezza ereditaria siano relativamente concentrati e fonte di disuguaglianza¹⁶.

Un ulteriore aspetto assai rilevante per spiegare la distribuzione della ricchezza tra individui riguarda i capital gains, cioè delle variazioni di valore delle attività. Secondo alcune stime riferite agli ultimi decenni [Cannari e D'Alessio Gambacorta 2007], i capital gains hanno nel breve periodo (circa 1-2 anni) un ruolo quantitativamente simile a quello del risparmio e superiore a quello delle eredità e delle donazioni nel determinare mediamente le variazioni di ricchezza delle famiglie. In periodi più lunghi il ruolo dei capital gains tende a ridursi mentre quello del risparmio tende a crescere; infatti, mentre le variazioni di valore nel corso del tempo tendono talvolta a compensarsi, i

¹⁵ Ulteriori misure [Cannari e D'Alessio 2007] sembrano confermare questa tendenza alla crescita del ruolo della ricchezza ereditata sul totale; ad esempio, le abitazioni ricevute in eredità o in dono, che nel 1987 rappresentavano il 32,2% della ricchezza netta, nel 2008 rappresentavano una quota superiore di oltre 4 punti percentuali; includendo nel trasferimento il flusso di reddito prodotto dalla ricchezza trasferita, si passa dal 47,7 al 60,3%.

¹⁶ Secondo Cannari e D'Alessio [2007] l'indice di Gini dei trasferimenti ricevuti risulta pari a 0,89, mentre l'aggregato che include anche i trasferimenti attesi per il futuro ha un indice di Gini leggermente inferiore (0,86). Il 5% di famiglie con più elevati valori di trasferimenti ricevuti e da ricevere assorbe oltre la metà del totale dei trasferimenti.

comportamenti di risparmio seguono percorsi meno erratici e producono dunque risultati che alla lunga risultano dominanti. Nel medio-lungo periodo, tuttavia, il contributo dei capital gains, pur se inferiore a quello del risparmio, sarebbe stato di tutto rispetto, dell'ordine di grandezza di quello delle eredità e dei doni.

Se per un verso si può sostenere che i capital gains derivino dalle scelte di investimento e dalle attitudini degli individui a rischiare il proprio capitale, va anche riconosciuto che, in larga parte, essi sono il risultato di eventi casuali, imprevedibili; un pacchetto azionario comprato nel momento giusto, un'abitazione acquistata lì dove poi sorgerà una stazione di metropolitana; un debito a tasso fisso ottenuto appena prima di un forte (e inatteso) incremento dei tassi. In altri termini, la fortuna ha certamente un ruolo molto rilevante sui capital gains e dunque sulla ricchezza delle famiglie.

Naturalmente un ruolo di primo piano nell'accumulazione della ricchezza è costituito dal risparmio, che si collega alla capacità di guadagno di ciascuno. Non va però dimenticato che numerosi studi mostrano che anche i redditi da lavoro sono a loro volta influenzati dalle condizioni della famiglia di origine. Ciò accade perché i figli di persone più istruite tendono ad essere essi stessi più istruiti e perché tendono frequentemente verso le stesse professioni dei padri¹⁷, sia perché possono giovare di un ambiente che ne agevola la formazione in quella direzione sia perché possono sfruttare la rete di conoscenze dei loro genitori. Ad ogni modo, quali che ne siano i motivi, non si può non osservare una significativa persistenza nelle forme di stratificazione sociale, ciò che costituisce una forma di disuguaglianza verso cui i tradizionali strumenti di *policy* (ad esempio la scuola pubblica) non riescono a opporre che timidi argini. Va infine ricordato che alcuni elevati livelli di ricchezza possono talvolta trovare giustificazione sia nella diffusa evasione fiscale che caratterizza alcune categorie nel nostro paese, sia in attività più propriamente criminose.

In sintesi, le evidenze disponibili segnalano che – in media – il ruolo giocato dalle proprie scelte nel determinare il proprio livello di ricchezza non è poi così elevato, fornendo

¹⁷ Si veda Schizzerotto [2002], Fabbri e Rossi [1997].

una conferma alle opinioni espresse dai cittadini italiani nelle indagini qualitative sopra richiamate e giustificando una certa propensione alla redistribuzione.

6. *Conclusioni*

L'Italia è un paese relativamente ricco, con un livello di disuguaglianza comparabile a quello di altri paesi europei. Le famiglie italiane mostrano una diffusa avversione alla disuguaglianza che risulta nella sostanza condivisa nei diversi strati sociali e nelle aree geografiche del paese.

Il sostegno delle famiglie meno agiate trova probabilmente un supporto nelle forme culturali che attraversano il nostro paese, da quella di derivazione cristiana a quella socialista. Si associa a questa motivazione la convinzione piuttosto diffusa tra la popolazione che il benessere di ciascuno sia legato a quello di chi ci circonda. A queste motivazioni si aggiungono moventi almeno parzialmente più opportunistici, basati sulla considerazione che la minore presenza di poveri ed emarginati rende più sicure le città e più vivibile la nostra società. Nel caso della ricchezza, si aggiunge la circostanza che – secondo le misure disponibili – essa non sempre appare legata alle scelte e ai comportamenti degli individui; spesso dipende da fortuna e da altre circostanze. La percezione di un'ampia evasione fiscale che caratterizza il nostro paese [Cannari e D'Alessio 2007] tende anch'essa a ridurre la legittimità della disuguaglianza.

Il rapporto tra la ricchezza e il reddito è all'incirca raddoppiato negli ultimi decenni; corrispondentemente è aumentato il ruolo dei redditi da capitale rispetto a quelli da lavoro. In altri termini, la ricchezza sta assumendo un ruolo via via crescente tra le risorse economiche che definiscono la condizione di benessere di un individuo. In questo quadro, appare notevole che nel nostro paese il carico fiscale sulla ricchezza all'inizio di questo decennio fosse tra i più bassi d'Europa [Cremer e Pestieau 2003] e che, al netto dei condoni, sia diminuito sensibilmente negli ultimi anni [Banca d'Italia 2010b]¹⁸. Quanto

¹⁸ Gli interventi di un certo rilievo degli ultimi anni hanno riguardato l'abolizione della tassa sulle eredità, poi ripristinata ma con un'ampia franchigia,

ai redditi, l'imposizione adotta criteri tendenzialmente più vantaggiosi per i rendimenti del capitale rispetto a quelli riguardanti altre fonti¹⁹. Pur riconoscendo che il disegno di un sistema impositivo è una questione che richiede la valutazione di molti aspetti, non ultimo quello relativo alla competizione tra le legislazioni sul mercato internazionale dei capitali, andrebbe considerata la possibilità di invertire la tendenza degli ultimi anni. Va peraltro osservato che la ricchezza, in particolare quella immobiliare, è più difficilmente occultabile nei confronti delle autorità fiscali; il suo utilizzo in quanto base imponibile potrebbe dunque rivelarsi utile in contesti, come quello italiano, di elevata evasione fiscale.

Naturalmente i livelli di disuguaglianza nella ricchezza possono essere mitigati anche in modo più duraturo agendo sui meccanismi che la determinano, ad esempio attraverso politiche in grado di assicurare che il godimento di alcuni diritti fondamentali raggiunga più pienamente e uniformemente la popolazione. La scuola pubblica, ad esempio, erogando un servizio a tutti, tende a ridurre la disuguaglianza tra i cittadini in termini di conoscenze e di abilità, presupposto di una quota rilevante di quella in termini di ricchezza, riducendo in particolare il divario che caratterizza coloro che provengono dalle classi sociali più svantaggiate. Analogamente le politiche volte a rendere il livello dei servizi pubblici del Mezzogiorno (ad esempio in termini di sicurezza o di dotazioni infrastrutturali), comparabile a quello delle altre aree del paese, sono politiche che promuovono una maggiore uguaglianza tra i territori e indirettamente tra le ricchezze di quanti vi risiedono. Infine la disuguaglianza che caratterizza i giovani, in termini di condizioni attuali di ricchezza, non può che essere affrontata sul terreno da cui trae origine, cioè con interventi sul mercato del lavoro e sul welfare.

pari a 1 milione di euro, e l'abolizione pressoché totale dell'Ici sulle case di residenza. Sia pure con caratteristiche particolari, rientrano nella categoria delle imposte sul patrimonio anche gli introiti derivanti dal cosiddetto «scudo fiscale». L'introduzione dell'imposta di bollo sul conto titoli nella manovra del luglio 2011 non modifica sostanzialmente la tendenza evidenziata.

¹⁹ Ad esempio i redditi da fabbricati sono generalmente valutati in base a valori catastali, ampiamente inferiori a quello di mercato; quelli da attività finanziarie possono fare riferimento a ritenute con aliquote più vantaggiose di quelle relative ai redditi da lavoro, e su base non progressiva.

Appendice: tavole statistiche

TAB. A1. *La ricchezza delle famiglie in Italia, 1965-2009 (prezzi 2009)*

Anni	Ricchezza netta (miliardi di euro) ^a	Ricchezza netta pro capite (euro)	Ricchezza netta pro capite al netto del debito pubblico (euro)	Ricchezza su Pil	Ricchezza al netto del debito pubblico su Pil
1965	1.129	21.713	19.022	2,7	2,4
1970	1.607	29.953	25.606	2,8	2,4
1975	2.443	43.970	36.653	3,5	2,9
1980	3.299	58.439	49.359	3,7	3,1
1985	3.251	57.309	43.325	3,3	2,5
1990	5.105	89.974	69.639	4,2	3,2
1995	5.963	104.113	77.035	4,4	3,2
1996	6.116	106.612	79.144	4,4	3,3
1997	6.539	113.762	86.140	4,6	3,5
1998	6.831	118.696	91.214	4,7	3,6
1999	7.035	122.128	94.398	4,9	3,7
2000	7.184	124.464	97.078	4,9	3,8
2001	7.227	124.937	97.450	4,8	3,7
2002	7.399	127.730	100.472	4,9	3,8
2003	7.618	131.349	104.355	5,0	4,0
2004	7.910	136.244	108.783	5,1	4,1
2005	8.269	141.441	113.365	5,3	4,3
2006	8.540	145.357	116.645	5,4	4,4
2007	8.719	147.452	119.162	5,5	4,4
2008	8.481	142.253	113.854	5,3	4,2
2009	8.588	143.026	113.648	5,7	4,5

^a Per il periodo 1995-2009, elaborazioni su dati Banca d'Italia [2010a]; per gli anni precedenti elaborazioni su stime Cannari e D'Alessio [2006].

TAB. A2. *Variazioni della ricchezza tra il 1995 e il 2009 (prezzi 2009)*

Anno	Risparmio al netto degli ammortamenti (prezzi 2008)	Capital gains e altre variazioni di ricchezza (b)	Variazione della ricchezza netta (a + b)	Risparmio al netto degli ammortamenti (prezzi 2008)	Capital gains e altre variazioni di ricchezza (d)	Variazione della ricchezza netta (c + d)
	(a)	(b)	(a + b)	(c)	(d)	(c + d)
(milioni di euro a prezzi 2009)						
1996	171.526	-19.003	152.523	2,9	-0,3	2,6
1997	144.672	278.007	422.679	2,4	4,5	6,9
1998	108.262	184.555	292.817	1,7	2,8	4,5
1999	98.624	105.438	204.061	1,4	1,5	3,0
2000	81.603	66.988	148.591	1,2	1,0	2,1
2001	103.909	-60.517	43.392	1,4	-0,8	0,6
2002	112.607	59.000	171.607	1,6	0,8	2,4
2003	102.786	115.780	218.566	1,4	1,6	3,0
2004	103.031	189.497	292.528	1,4	2,5	3,8
2005	100.200	258.949	359.150	1,3	3,3	4,5
2006	93.217	177.916	271.133	1,1	2,2	3,3
2007	84.923	93.557	178.479	1,0	1,1	2,1
2008	87.449	-324.957	-237.508	1,0	-3,7	-2,7
2009	70.341	36.326	106.667	0,8	0,4	1,3
Totale	1.463.149	1.161.536	2.624.686	-	-	-
Totale in percentuale della ricchezza 1995						
Media annua				24,5	19,5	44,0
				1,6	1,3	2,6

Tab. A3. Indici di Gini della ricchezza familiare netta e delle sue componenti^a, 1977-2008

Anno	Ricchezza netta con dati non aggiustati	Attività reali	Attività finanziarie	Passività finanziarie	Ricchezza netta aggiustata con dati micro	Quota delle attività reali	Quota delle attività finanziarie	Quota delle passività finanziarie	Rank correlation ratio attività reali	Rank correlation finanziarie	Rank correlation ratio passività finanziarie	Ricchezza netta ricostruita ^b	Reddito familiare netto equivalente
1977	-	0,656	0,674	0,937	-	71,6	32,0	-3,6	0,9501	1,0714	0,1283	0,673	0,323
1978	-	0,651	0,677	0,938	-	70,8	32,6	-3,4	0,9497	1,0595	0,1271	0,667	0,303
1979	-	0,669	0,675	0,939	-	70,9	32,2	-3,2	0,9497	1,0636	0,1250	0,679	0,319
1980	-	0,655	0,672	0,940	-	71,1	31,8	-2,9	0,9498	1,0698	0,1223	0,668	0,292
1981	-	0,664	0,672	0,940	-	70,9	31,7	-2,6	0,9497	1,0692	0,1203	0,672	0,286
1982	-	0,625	0,670	0,940	-	71,3	31,4	-2,7	0,9499	1,0729	0,1206	0,646	0,276
1983	-	0,624	0,677	0,940	-	70,2	32,5	-2,7	0,9493	1,0520	0,1209	0,644	0,279
1984	-	0,628	0,697	0,938	-	67,7	35,5	-3,2	0,9477	0,9991	0,1246	0,646	0,292
1986	-	0,644	0,744	0,936	-	61,2	42,7	-3,9	0,9438	0,8743	0,1296	0,645	0,281
1987	0,631	0,649	0,688	0,953	0,609	60,3	43,8	-4,2	0,9578	0,8048	0,1048	0,614	0,296
1989	0,604	0,619	0,808	0,945	0,643	61,8	42,3	-4,1	0,9418	0,9160	0,0874	0,670	0,274
1991	0,601	0,616	0,710	0,925	0,585	65,7	38,3	-4,1	0,9235	0,8538	0,1328	0,601	0,268
1993	0,624	0,633	0,716	0,920	0,601	67,0	36,8	-3,8	0,9409	0,8336	0,1309	0,614	0,304
1995	0,608	0,618	0,700	0,916	0,586	64,4	41,7	-6,1	0,9442	0,8326	0,2093	0,607	0,304
1998	0,628	0,635	0,766	0,931	0,629	59,1	47,2	-6,3	0,9365	0,8898	0,1570	0,664	0,308
2000	0,628	0,627	0,815	0,935	0,646	56,5	50,5	-7,0	0,9366	0,8999	0,1987	0,689	0,302
2002	0,616	0,618	0,774	0,926	0,618	60,7	47,1	-7,8	0,9439	0,8580	0,1161	0,659	0,301
2004	0,611	0,614	0,754	0,915	0,603	62,5	45,9	-8,4	0,9496	0,8250	0,1242	0,640	0,306
2006	0,627	0,628	0,773	0,927	0,625	64,1	44,9	-9,0	0,9621	0,8407	0,1763	0,665	0,297
2008	0,612	0,608	0,744	0,907	0,601	69,0	40,7	-9,7	0,9637	0,8011	0,1824	0,631	0,294

^a In corsivo le quantità stimate.

^b L'indice di Gini ricostruito è calcolato utilizzando la formula illustrata nel testo. Per gli anni che vanno dal 1987 in poi, l'indice è diverso da quello calcolato sui dati aggiustati in quanto considera i pesi delle varie componenti come risultano dai conti finanziari, diversi - soprattutto per le passività - da quelli che risultano nei dati aggiustati.

TAB. A4. *Ricchezza familiare netta, 1987-2008 (numero indice: Italia = 100)*

	1987	1993	2000	2002	2004	2006	2008
<i>Sesso</i>							
Maschi	108,0	111,9	106,7	108,6	108,0	108,8	108,3
Femmine	74,0	70,2	83,1	79,7	81,8	80,3	81,4
<i>Età</i>							
Fino a 34 anni	82,5	89,5	80,0	84,4	77,7	64,7	61,7
Da 35 a 44 anni	87,1	88,7	81,6	84,3	81,0	84,5	77,2
Da 45 a 54 anni	126,4	120,8	104,6	105,3	107,0	107,2	95,2
Da 55 a 64 anni	126,2	130,3	133,7	136,6	132,3	122,1	131,0
Oltre 64 anni	65,5	69,8	87,4	81,0	87,1	94,5	100,2
<i>Condizione professionale</i>							
Lavoratore dipendente							
Operaio	61,9	54,7	51,6	48,1	48,9	50,1	44,0
Impiegato	99,2	106,0	100,8	100,2	96,0	100,0	95,0
Direttivo/quadro	149,9	167,4	128,1	147,8	133,8	143,8	143,1
Dirigente	201,5	223,5	199,8	235,6	213,2	242,3	245,9
Totale	87,5	90,4	84,0	84,8	80,0	85,4	78,0
Lavoratore indipendente							
Libero professionista	249,9	234,1	176,7	181,2	176,1	172,1	202,5
Imprenditore altro autonomo	183,3	180,6	163,0	168,6	172,9	152,7	153,4
Totale	193,6	188,0	166,0	171,8	173,7	156,9	163,9
Pensionati e non occupati							
	61,6	71,4	87,9	84,4	89,2	92,2	97,8
<i>Area geografica</i>							
Nord	108,6	108,5	123,3	121,1	111,9	108,8	109,0
Centro	113,3	118,5	99,8	104,6	118,7	128,0	124,2
Sud e Isole	80,2	76,2	67,6	67,9	70,2	68,3	69,6
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

TAB. A5. *Opinioni sulla disuguaglianza, 2006 (punteggi medi)*

	Classe di ricchezza netta (quinti)					Area geografica			
	Fino al 1° quintile	Tra il 1° e il 2° quintile	Tra il 2° e il 3° quintile	Tra il 3° e il 4° quintile	Oltre il 4° quintile	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia
Tutti dovrebbero avere almeno il minimo necessario per vivere	8,5	8,6	8,3	8,4	8,5	8,6	8,3	8,4	8,5
Lo Stato dovrebbe limitare la disuguaglianza	8,3	8,2	8,0	8,0	7,8	8,0	8,0	8,1	8,1
La fortuna nella vita è importante	8,1	8,1	7,7	7,8	7,7	7,9	7,6	8,0	7,9
Il successo dipende dall'impegno	6,8	7,3	7,5	7,7	7,6	7,5	7,2	7,3	7,4
Le condizioni della famiglia di origine sono determinanti	7,4	7,5	7,2	7,3	7,1	7,1	7,4	7,5	7,3
La competizione stimola le persone a lavorare meglio	6,8	7,1	7,0	7,3	7,5	7,2	7,1	7,2	7,2
Chi si impegna di più dovrebbe essere più ricco degli altri	6,8	7,1	7,0	7,1	7,2	7,1	7,0	7,0	7,0
Le persone povere sono pigre	4,5	4,7	4,9	4,7	4,7	4,7	5,0	4,5	4,7
Le tasse sulle eredità dovrebbero essere alte	4,2	4,2	3,9	3,7	3,5	3,4	4,3	4,4	3,9

CLASSI SOCIALI E ABITAZIONE IN ITALIA

La casa rappresenta un elemento centrale nella vita di ciascun individuo. Nelle società moderne l'abitazione non soddisfa solamente necessità primarie, ma concerne anche più complessi bisogni. La casa è infatti da un lato un bene in quanto tale, legato all'esigenza personale di rifugio e sicurezza, ma dall'altro è anche un bene strumentale per le attività di riproduttive e di cura. È inoltre uno degli indicatori più importanti della condizione economica e di status delle famiglie, svolgendo un ruolo fondamentale nella strutturazione delle disuguaglianze sociali. La casa quindi è inestricabilmente legata a numerosi aspetti della vita individuale e sociale ma, nonostante ciò, occupa un ruolo ancora marginale nella riflessione sulle disuguaglianze e sui processi di stratificazione sociale.

L'obiettivo del capitolo è fornire una panoramica delle principali caratteristiche abitative del nostro paese con una particolare attenzione proprio alle disuguaglianze sociali¹.

In primo luogo, si metterà in luce come le famiglie che occupano posizioni differenti all'interno della stratificazione sociale esperiscono differenti *standard* abitativi; in altre parole, ci si concentrerà sulle disuguaglianze abitative in funzione della classe sociale di appartenenza. In secondo luogo, si analizzerà il ruolo della classe sociale di origine nella riproduzione di tali disuguaglianze. In sostanza, il *focus* di interesse sarà posto sulle opportunità abitative delle famiglie.

Questo capitolo è di Marianna Filandri, Università di Milano Bicocca.

¹ Il quadro verrà fornito a partire dai risultati dei principali studi che si sono occupati del contesto italiano e a partire da alcune analisi descrittive utilizzando i dati dell'Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane (Ilfi). In questo lavoro si sono utilizzati i dati raccolti dal 1997 al 2005, considerando per ogni famiglia l'informazione più recente disponibile. Il campione è composto da circa 4.800 famiglie.

Il contributo è così articolato. Nel paragrafo successivo si delineeranno le principali caratteristiche abitative del nostro paese. Accanto a ciò saranno brevemente richiamati i principali aspetti strutturali che hanno influenza sulla configurazione delle condizioni abitative a livello macro. In particolare, si farà cenno al ruolo del mercato del credito e al ruolo delle politiche abitative. Il paragrafo 2 presenta un'analisi delle condizioni abitative del nostro paese in funzione della classe sociale di appartenenza. In particolare, ci si concentrerà sia sul titolo di godimento, vale a dire se l'abitazione è di proprietà oppure in affitto, sia sulle caratteristiche degli immobili. Nel paragrafo 3 le stesse dimensioni saranno analizzate questa volta in funzione della classe sociale di origine, con in più un'attenzione specifica al ruolo dei trasferimenti intergenerazionali. Il lavoro terminerà con alcune considerazioni conclusive.

1. *La diffusione della proprietà dell'abitazione e la rigidità del mercato del credito*

L'elemento che sicuramente più di ogni altro contraddistingue le condizioni abitative del nostro paese è l'alta percentuale di abitazioni in proprietà con un andamento crescente nel tempo a partire dal secondo dopoguerra. Secondo i dati censuari, nel 1951 le case occupate dai proprietari erano il 40%, nel 1961 il 45,8%, nel 1971 il 50,8%, nel 1981 il 58,9%, nel 1991 il 68% e nel 2001 hanno raggiunto la percentuale del 71%, arrivando nel 2008 fino a circa il 75% [Bernardi e Poggio 2004; Istat 2010]. A questo va sommato un 9% di abitazioni occupate prevalentemente a titolo gratuito e in usufrutto; situazioni ricorrenti soprattutto tra le fasce più giovani e più anziane della popolazione [Cremaschi e Tosi 2001]². In questo scenario poi il settore degli affitti è quasi esclusivamente di tipo privato: gli affitti sociali riguardano all'incirca una abitazione ogni 20 [Allen *et al.* 2004].

Accanto all'elevato tasso di proprietà della casa e al ridotto settore di affitto sociale un'altra caratteristica importante del

² Dati sostanzialmente confermati dall'indagine ISTAT «Reddito e condizioni di vita» relativa all'anno 2006 che vede una percentuale di abitazioni di proprietà, in usufrutto o in uso gratuito pari all'81,8%.

nostro paese è il mercato del credito piuttosto rigido, soprattutto se consideriamo che l'ammontare modale dei mutui è del 50-60% del valore dell'immobile e la durata è di circa 10-15 anni [Allen *et al.* 2004]. Com'è noto, la presenza di un ampio mercato del credito comporta che molte più famiglie possano accedere alla casa di proprietà [Chiuri e Jappelli 2003]. Nel nostro paese, nonostante ciò, si è comunque arrivati alla cosiddetta «società dei proprietari di casa (*home-owners society*)», le cui mirabili sorti sono state tanto decantate dall'ex presidente americano Bush [Gallino 2011]. Si è peraltro giunti a questo scenario senza poi subire quelle conseguenze della crisi finanziaria del 2008 nel settore immobiliare che hanno colpito gli Stati Uniti e che sono anche conseguenza dell'accesso alla proprietà a famiglie con reddito modesto o incerto.

A questo scenario hanno contribuito una pluralità di elementi: fattori culturali, caratteristiche contestuali contingenti e politiche pubbliche. La specifica storia di un paese, le culture e lo sviluppo economico giocano, infatti, un ruolo rilevante sulle caratteristiche della situazione abitativa.

È difficile, però, scindere questi elementi, legati da strette interdipendenze. In particolare, è difficile stabilire una relazione di causa e effetto tra politiche pubbliche, e più in generale assetti istituzionali, nonché tra differenze culturali o valoriali che hanno profonde radici storiche. Vale a dire, è difficile capire se gli assetti istituzionali siano modellati su norme comportamentali o viceversa [Mencarini e Tanturri 2006], così come è difficile capire quanto queste siano a loro volta legate alle condizioni economiche. Si tratta quindi di un connubio tra orientamenti delle politiche pubbliche e orientamenti culturali a cui si sono aggiunti altri elementi che hanno favorito l'espandersi della proprietà, tra cui:

a) il miglioramento delle condizioni economiche e di vita;

b) la sostanziale immobilità residenziale degli italiani³ che ha facilitato l'impiego di risorse localizzate delle famiglie (suoli, immobili e reti di solidarietà) per assicurare l'accesso alla proprietà ai propri membri;

³ Ad esclusione della forte migrazione interna da Sud a Nord negli anni '50 e '60.

c) il carattere del bene rifugio contro l'inflazione che le abitazioni hanno avuto negli anni '70 e '80 [Facchini 2005].

Ma vediamo più in dettaglio il ruolo rilevante giocato dal bagaglio delle politiche pubbliche che hanno caratterizzato la regolazione della dimensione abitativa nel corso del tempo.

Le politiche sociali, in generale, e quelle abitative, in particolare, hanno sbilanciato le preferenze verso la proprietà privata agendo sia sul lato dell'offerta, sia sul lato della domanda. Tali politiche hanno, infatti, incentivato l'acquisizione della casa di proprietà con diversi mezzi. Il primo, attraverso strumenti esplicitamente orientati a questo obiettivo, ha disincentivato gli investimenti nello sviluppo di alloggi destinati all'affitto sociale. Il secondo ha implicato politiche poco efficaci rivolte al settore dell'affitto privato. Il terzo mezzo, se pur non espressamente predeterminato, ha attribuito un ruolo centrale all'ampia tolleranza dell'abusivismo edilizio che ha aperto la strada, almeno fino agli anni '80, ad ampie forme di autocostruzione [Minelli 2004; Poggio 2006]. La conseguenza di queste azioni (e dell'assenza di interventi) ha comportato, da una parte, una scarsa offerta di alloggi in affitto a condizioni ragionevolmente sicure ed economicamente sostenibili, in modo particolare negli anni '70 e '80, e, dall'altra, una forte spinta verso l'opzione proprietaria in tutti i segmenti della stratificazione sociale, comprese le famiglie che disponevano di mezzi anche minimi, grazie anche alle possibilità offerte da alcuni canali a basso costo (quali la già richiamata possibilità di autocostruzione, per di più spesso abusiva). A ciò si aggiunga che, nell'esperienza italiana, la casa è vista come un ottimo investimento (sicuro e in grado di rivalutarsi con il tempo), anche a fronte della limitata offerta di alternative altrettanto allettanti sul mercato finanziario, almeno fino al decennio scorso [Poggio 2009]. Si aggiunga, inoltre, che la proprietà ha risposto, e risponde, alla necessità di accumulare risorse nel modo più utile possibile per far fronte a esigenze future, soprattutto in considerazione delle prestazioni di *welfare* limitate: oltre a garantire un'abitazione, infatti, alla casa in proprietà viene spesso attribuito anche un ruolo di tipo previdenziale [Poggio 2009].

2. *Il disagio abitativo*

Abbiamo appena visto come nel nostro paese si sia praticamente realizzata la società dei proprietari di casa. Oltre alla diffusione della proprietà, si è assistito a un complessivo miglioramento delle condizioni abitative, come peraltro avvenuto anche negli altri paesi occidentali [Minelli 2004]. Già a partire dagli anni '70 il numero degli alloggi disponibili ha superato il numero delle famiglie. Si sono innalzati gli *standard*, la dotazione e la qualità degli impianti nelle abitazioni. Alcune famiglie hanno anche consumi abitativi che possono essere definiti opulenti, disponendo di una o più abitazioni per le vacanze o per altri scopi ricreativi, oltre alla casa di residenza [Poggio 2009].

In questo quadro si sarebbe tentati quindi di concludere che in Italia non esista più un «problema casa». Tuttavia il miglioramento delle condizioni abitative è strettamente legato alla proprietà, mentre l'affitto rimane associato a *standard* abitativi più bassi. Inoltre, permangono ancora situazioni di grave disagio. Ma andiamo per ordine.

Proprietà ed affitto sono in media caratterizzate da differenti *standard*. I dati dell'indagine Istat «Reddito e condizioni di vita», relativi al 2006, mettono in luce come la percentuale di nuclei familiari che dichiarano di avere problemi legati all'abitazione è sensibilmente più elevata tra gli affittuari rispetto ai proprietari. Gli affittuari dichiarano di vivere in abitazioni che presentano danneggiamenti alla struttura nel 17,4% dei casi, che presentano problemi di umidità per il 24,2% delle famiglie, che godono di scarsa luminosità il 14,1%; le stesse percentuali scendono rispettivamente al 9,8, al 16,4 e al 7,6% entro il settore proprietario. Anche l'indice di affollamento (numero di persone per 100 mq) mette in luce livelli significativamente differenti tra chi paga un affitto e tra chi invece è proprietario dell'abitazione in cui vive: è pari a 3,3 nel primo caso e a 2,7 nel secondo [Istat 2008].

Anche dai nostri dati (tabb. 10.1 e 10.2) emerge sempre come siano le famiglie in affitto a vivere in condizioni di più frequente svantaggio rispetto a quelle in proprietà. La percentuale di locatari che presentano problemi relativi allo spazio abitativo e all'ambiente circostante varia tra il 19 e il 30%

TAB. 10.1. *Inadeguatezza delle condizioni abitative e problemi relativi all'ambiente circostante per titolo di godimento dell'abitazione. Italia, circa 2005*

	Spazio abitativo ridotto	Impianti di riscaldamento inadeguati	Umidità nei muri e pavimenti	Inquinam. nel quartiere	Microcriminal. e vandalismo nel quartiere
Proprietà	9,2	8,7	10,9	16,3	17,4
Propr. famil.	15,2	14,7	13,6	17,4	18,9
Affitto	26,8	23,2	18,7	24,7	29,7
Altro	14,1	14,1	10,9	19,4	15,6
Totale	12,6	11,7	12,4	17,7	19,3

Fonte: Elaborazioni su dati Ilfi.

TAB. 10.2. *Numero di locali per titolo di godimento dell'abitazione. Italia, circa 2005*

	Mono o bilocale	Trilocale	Quadri-locale	Cinque locali o più	Totale
Proprietà	22,2	31,1	23,4	23,3	100
Proprietà familiari	26,2	31,8	21,3	20,8	100
Affitto	42,5	32,3	17,4	7,8	100
Altro	40,6	34,4	10,9	14,1	100
Totale	26,0	31,4	22,0	20,6	100

Fonte: Elaborazioni su dati Ilfi.

circa. Gli affittuari dichiarano di avere almeno un problema relativo alla casa e all'area di residenza in misura sensibilmente maggiore rispetto alle famiglie in proprietà (rispettivamente 20 e 14 punti percentuali). Per quando concerne il numero dei locali, i nostri dati mostrano che, tra i locatari, sono i mono e bilocali a essere i più diffusi, mentre solo uno su quattro vive in un'abitazione con quattro stanze o più⁴. Al contrario le famiglie che vivono in proprietà sono quelle che dichiarano meno frequentemente problemi sia relativi allo spazio abitativo sia relativi all'ambiente circostante alla propria casa. Inoltre, quasi una famiglia su due vive in un'abitazione di quattro locali (23,4%) o di cinque e più (23,3%).

Sempre a proposito delle situazioni di disagio abitativo è importante considerare anche altre forme di condizioni precarie

⁴ Per completezza sarebbe opportuno mettere in relazione questi dati anche con le dimensioni dell'abitazione in metri quadri. Tuttavia questa analisi non è possibile con i dati Ilfi.

della casa. Vi sono infatti cattive condizioni abitative tipicamente correlate a fenomeni di povertà di lungo periodo [Ricci 1997], che rappresentano fenomeni residuali da un punto di vista statistico, ma con notevole rilevanza dal punto di vista sostanziale. In questo caso l'interesse esula dalla sola questione abitativa ma è connesso a studi più generali sulle condizioni di vita dei soggetti e dei nuclei familiari. Si tratta di un filone di ricerca di lunga tradizione, strettamente correlato all'emergere di un'attenzione orientata alla casa come problema di igiene pubblica e di politica sociale.

Per quanto riguarda il ricorso ad alloggi impropri ed inadeguati, quali ad esempio *garage* o *roulottes*, si è assistito ad una forte diminuzione nel tempo, anche se si tratta di un fenomeno ancora esistente. Il censimento del 2001 registra che circa una famiglia su mille viveva in un alloggio improprio e l'indagine Istat, pubblicata nel 2008, su «Reddito e condizioni di vita», già citata in precedenza, mette in luce come lo 0,4% dei nuclei familiari italiani viva in abitazioni sprovviste di gabinetto interno, lo 0,7% in abitazioni sprovviste di vasca o doccia e lo 0,6% in abitazioni sprovviste di acqua calda. Queste condizioni di disagio sono associate ad alcune fasce deboli della popolazione, tra cui le persone anziane e le famiglie economicamente più deboli. In effetti, si può riscontrare come i problemi di inadeguatezza dell'abitazione ricalchino le dimensioni di differenziazione sociale tradizionali, che vedono come svantaggiati i soggetti appartenenti alle coorti più anziane, le famiglie dotate di meno risorse e le famiglie che vivono in piccoli contesti (presumibilmente di tipo rurale): le stesse percentuali salgono infatti rispettivamente all'1,1, al 2,3 e all'1,5% se si considerano le persone con più di 65 anni che vivono sole; allo 0,7, all'1,4 e all'1% se si considerano i nuclei familiari monoreddito; all'1,7% per quanto riguarda l'assenza di doccia o vasca e all'1,6% per quanto riguarda l'assenza di acqua calda se si considerano i nuclei che risiedono in comuni con meno di 2000 abitanti [Istat 2008]⁵.

Queste percentuali sono poi presumibilmente destinate ad aumentare se si considerano anche i soggetti immigrati, soprat-

⁵ In questo caso la percentuale di abitazioni sprovviste di gabinetto interno è prossima allo 0.

tutto entro la parte di immigrazione clandestina. Com'è noto questo fenomeno, per sua natura, è difficilmente rilevabile e soprattutto difficilmente quantificabile. È plausibile aspettarsi però che gli immigrati, specie dai paesi del Sud del mondo e specie se presenti nel nostro paese clandestinamente, si trovino più spesso a fare ricorso ad alloggi impropri ed inadeguati⁶. Per quanto riguarda i livelli di affollamento, continuano a permanere condizioni di sovraffollamento abitativo⁷, tuttavia anche questo aspetto critico sembra essere, almeno considerando la parte emersa della società (quindi di nuovo non considerando gli immigrati clandestini), in diminuzione. Tale indice era pari a circa il 15% delle famiglie nel 1995 ed è sceso a circa il 10% nel 2004 [Ricci 1997; D'Alessio e Gambacorta 2007].

La variabilità delle condizioni abitative non si esaurisce nel considerare le caratteristiche dell'immobile. Un ruolo fondamentale è anche giocato dal contesto fisico e sociale nel quale si colloca l'abitazione. In effetti, anche le caratteristiche della zona di residenza – soprattutto nei termini di posizione, di accessibilità a strutture e servizi, nonché di presenza di problemi specifici – sono di fondamentale importanza per la determinazione del benessere individuale [Cremaschi e Tosi 2001; Whelan *et al.* 2001]. I fenomeni più rilevanti, che qui tuttavia non si analizzano nel dettaglio, hanno a che vedere con la segregazione residenziale degli immigrati nelle aree urbane e la concentrazione spaziale della povertà. Situazioni che possono rafforzare la distanza, in questo caso propriamente in termini fisici, tra gruppi sociali caratterizzati da opportunità e da risorse dissimili.

3. *Classe sociale e casa*

Abbiamo appena visto come in Italia permangano situazioni di disagio in generale associate ad abitazioni in locazione.

⁶ Per approfondimenti si veda Ponso [2009].

⁷ Un'abitazione si considera sovraffollata quando la sua superficie è inferiore a 30, 50, 65, 80, 110 e 125 metri quadrati a fronte di un numero di abitanti pari, rispettivamente, a uno, due, tre, da quattro a sei, sette e otto e oltre [D'Alessio e Gambacorta 2007].

TAB. 10.3. *Titolo di godimento dell'abitazione attuale per classe sociale di appartenenza della famiglia^a. Italia, circa 2005*

	Proprietà	Proprietà familiari	Affitto	Altro	Totale
Borghesia	71,5	12,3	13,6	2,5	100
Classe media impiegatizia	70,3	11,9	15,7	2,2	100
Piccola borghesia urbana	68,9	15,9	13,5	1,7	100
Piccola borghesia agricola	72,5	15,0	5,0	7,5	100
Classe operaia urbana	62,8	12,2	21,4	3,6	100
Classe operaia agricola	54,9	17,6	21,6	5,9	100
Totale	67,1	13,0	17,1	2,8	100

^a La classe sociale di appartenenza della famiglia è stata identificata come la posizione occupazionale del maschio più vecchio percettore di reddito all'interno del nucleo. Nel caso che quest'informazione non fosse disponibile si è considerata la posizione occupazionale della donna con il reddito più alto.

Fonte: Elaborazioni su dati Ilii.

Vedremo ora in questo paragrafo se e come la classe sociale di appartenenza delle famiglie italiane influenzi la probabilità di vivere in proprietà o in affitto e quindi le caratteristiche delle abitazioni di residenza. Partiamo dal primo aspetto. La probabilità di essere proprietario dell'abitazione in cui si vive, oggi come in passato, continua ad essere disomogeneamente distribuita tra le famiglie di diversa appartenenza sociale⁸. Anche i nostri dati mostrano chiaramente una distribuzione disuguale del titolo di godimento dell'abitazione per classe sociale di appartenenza. La proprietà è maggiormente diffusa tra le famiglie che occupano le posizioni più alte nella scala della stratificazione sociale. Parallelamente gli affitti riguardano in misura maggiore la classe operaia urbana e la classe operaia agricola. Tuttavia, l'affitto riguarda più di una famiglia ogni dieci anche nella borghesia, nella classe media impiegatizia e nella piccola borghesia urbana. Infatti bisogna considerare che, se da un lato le famiglie a basso reddito possono non essere

⁸ Si consideri che la rilevanza del tema proprietà-affitto, non deriva solo dal fatto che l'essere proprietario di un immobile, come appena visto, è legato a migliori condizioni abitative, ma deriva anche dal fatto che l'investimento in questa soluzione abitativa può avere implicazioni differenti sull'economia familiare, nella misura in cui sottrae risorse utili al soddisfacimento di altri bisogni [Castles e Ferrera 1996]: un conto è pagare un affitto, un altro è vivere in una casa di proprietà.

in grado di accedere alla proprietà, dall'altro le famiglie delle classi più elevate, soprattutto le più giovani, possono seguire percorsi di carriera lavorativa, acquisiti anche tramite la mobilità geografica. Gli individui che svolgono professioni socialmente elevate possono perciò desiderare di non essere legati a una casa o un appartamento e l'affitto può riflettere una scelta di stile di vita [Filandri 2010].

Abbiamo appena visto come in Italia vi sia una relazione molto stretta tra proprietà e condizioni abitative e tra classi sociali e proprietà. Potremmo allora pensare che gli *standard* abitativi più bassi siano legati esclusivamente al titolo di godimento, ovvero l'affitto, più frequente tra le famiglie di classe bassa. Se però osserviamo le condizioni dell'immobile in cui i soggetti vivono – solo tra le famiglie proprietarie dell'abitazione – vediamo che sono ampiamente modulate in funzione della posizione che i nuclei familiari occupano all'interno della stratificazione sociale (tab. 10.4). In altre parole la relazione tra classi sociali e disagio abitativo si mantiene indipendentemente dalla proprietà⁹. Lo stesso discorso non sembra però valere per le caratteristiche dell'ambiente che circonda l'immobile. Tali caratteristiche piuttosto sembrano essere influenzate dalla dimensione territoriale, vale a dire se l'abitazione è collocata in un contesto urbano o rurale. Ma vediamo nel dettaglio.

In relazione al primo aspetto, i nostri dati mostrano che le famiglie, proprietarie dell'abitazione, che appartengono alle classi sociali più alte, rispetto a quelle più basse, lamentano in misura decisamente minore disagi abitativi, quali vivere in uno spazio ridotto, possedere impianti di riscaldamento inadeguati e avere problemi di umidità dei muri o dei pavimenti. Per quanto riguarda i problemi legati alle condizioni ambientali e alla sicurezza del contesto nel quale è inserita l'abitazione ciò che sembra discriminare, a differenza del primo aspetto, non è la classe sociale di appartenenza – quindi le risorse di cui gli individui dispongono – ma piuttosto la zona di residenza. In

⁹ Per brevità non riportiamo anche i dati sull'inadeguatezza delle condizioni abitative dove – come prevedibile – la relazione tra classi sociali e standard abitativi è ancora più forte. La relazione con i problemi legati all'area di residenza è invece non lineare ma anche in questo caso simile a quella osservata tra i proprietari.

TAB. 10.4. *Inadeguatezza delle condizioni abitative e problemi relativi all'ambiente circostante delle famiglie in proprietà per classe sociale di appartenenza. Italia, circa 2005*

	Spazio abitativo ridotto	Impianti di riscaldamento inadeguati	Umidità nei muri e pavimenti	Inquinam. nel quartiere	Microcrim. e vandalismo nel quartiere
Borghesia	7,4	1,5	6,4	16,5	20,4
Classe media impiegatizia	8,9	3,7	6,9	20,8	17,1
Piccola borghesia urbana	9,6	7,0	8,0	13,7	15,3
Piccola borghesia agricola	6,9	17,2	6,9	3,5	10,3
Classe operaia urbana	15,4	9,4	11,8	15,4	16,4
Classe operaia agricola	12,1	17,7	17,7	8,8	14,7
Totale	11,2	6,6	9,0	16,3	16,7

Fonte: Elaborazioni su dati Ilfi.

effetti, lamentano situazioni di inquinamento o microcriminalità e vandalismo in misura minore i soggetti che sono impiegati nel settore agricolo e che presumibilmente vivono in un contesto rurale. Questo è particolarmente vero per quanto riguarda l'inquinamento: dichiarano infatti di vivere in quartieri inquinati circa il 3,5% (piccola borghesia agricola) e il 9% (classe operaia) di queste famiglie a fronte di una media complessiva del 16% circa.

Finora abbiamo sostanzialmente considerato la casa come ciò che permette di soddisfare il bisogno abitativo. L'abitazione, tuttavia, può essere concepita da un altro punto vista. In effetti essa non è solo un rifugio, ma è una vera e propria fonte di ricchezza posseduta e/o ereditata. Anzi, per molte famiglie è la principale fonte di ricchezza e in quanto tale contribuisce, spesso in modo rilevante, allo strutturazione e alla riproduzione delle disuguaglianze sociali.

La casa può essere connessa alla dimensione della ricchezza in due modi. Da un punto di vista sincronico, quindi guardando alla condizione attuale degli individui, è essa stessa una ricchezza. Da un punto di vista diacronico, che considereremo nel prossimo paragrafo, quindi guardando alle trasmissioni interge-

nerazionali, il possesso e le caratteristiche della casa dipendono in modo importante dai trasferimenti di ricchezza (monetaria o immobiliare) da una generazione all'altra. Di questo secondo aspetto ce ne occuperemo nel paragrafo successivo.

Nel primo caso l'abitazione viene vista come ricchezza posseduta dal nucleo familiare che interferisce con le altre forme di disuguaglianza sociale, *in primis* con quelle occupazionali. Da questo punto di vista, la casa non influisce solo sulle condizioni abitative, ma più in generale influisce sulle condizioni di vita della famiglia. Si tratta infatti di un bene dal valore non trascurabile che è in grado di produrre un reddito in natura – vale a dire l'affitto che si dovrebbe pagare per lo stesso immobile se questo fosse di proprietà di altri [Headey 1978] – che integra i redditi che derivano dal lavoro. Da questo punto di vista, rappresenta quindi una risorsa economica che è potenzialmente in grado di interagire con le risorse derivanti dal mercato del lavoro nella strutturazione delle disuguaglianze sociali. Detto in altro modo, il bene casa potrebbe compensare o, al contrario, ampliare le disuguaglianze derivanti dal mercato del lavoro [Kurz e Blossfeld 2004]. Soprattutto se si considera che l'affitto implicito, ovvero la misura del costo opportunità di possedere invece che affittare una abitazione, è una componente non trascurabile del reddito delle famiglie proprietarie¹⁰.

Dunque, se è vero che, da un lato, la stragrande maggioranza delle famiglie italiane vive in una casa di proprietà, dall'altro, non si può non considerare che permangono comunque tra i proprietari situazioni di ampia disuguaglianza. Su questo, riportiamo alcuni dati sulla relazione tra classe sociale e valore dell'immobile. La figura 10.1 mostra come le classi più abbienti sono quelle che dispongono di abitazioni più costose e di dimensioni mediamente più grandi. Al contrario, la classe operaia agricola e la classe operaia urbana posseggono mediamente immobili con un minor valore medio al metro quadro. Quanto a coloro che appartengono alla piccola borghesia agricola, da un lato, vivono in abitazioni che hanno un valore inferiore a quello di tutte le altre classi sociali, ma, dall'altro, dispongono in media di un superficie più ampia.

¹⁰ Per una trattazione più approfondita si veda, in questo volume, il capitolo 9.

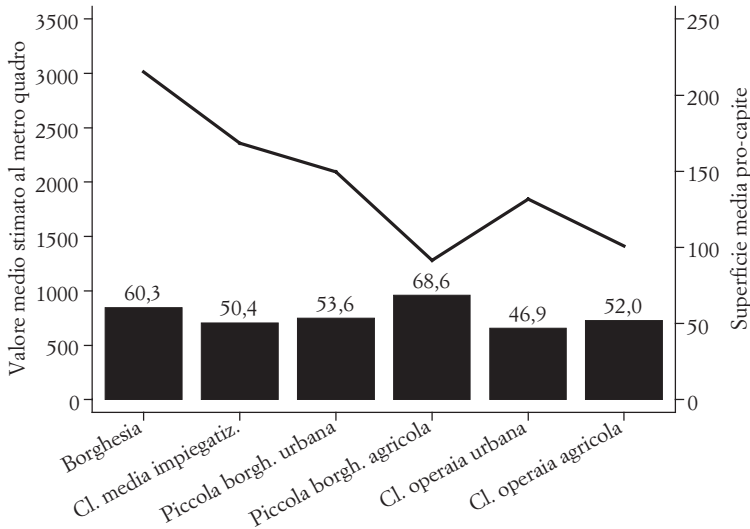


FIG. 10.1. Valore stimato al metro quadro e superficie media pro capite in metri quadri dell'abitazione attuale per classe sociale di appartenenza delle famiglie. Italia, circa 2006.

Fonte: Elaborazioni dati Banca d'Italia [Filandri 2009].

Questi dati riflettono, come detto, la distribuzione disuguale della ricchezza casa in Italia, ma dall'altro anche diversi *status* che caratterizzano le famiglie nelle varie classi sociali. La casa dunque non ha a che fare solo con il soddisfacimento dell'esigenza abitativa ma è anche fonte di ricchezza, investimento e stile di vita¹¹. Questi temi, in generale ancora poco indagati, potrebbero auspicabilmente essere oggetto di futuri approfondimenti.

4. La riproduzione delle disuguaglianze tra generazioni

Se è vero che la casa rappresenta una ricchezza per chi la possiede, è anche vero che il suo possesso e le sue caratteristiche

¹¹ Per un'introduzione agli studi sulla casa nella sociologia dei consumi, con riferimenti anche sulla disposizione degli spazi interni e dell'arredamento, si veda Sassatelli *et al.* [2008].

(valore, tipologia, grado di rispondenza alle esigenze familiari, ecc.) sono influenzate, spesso in modo rilevante, dalle risorse che derivano dalla famiglia di origine. Da questo punto di vista nel bene casa si riproducono le disuguaglianze tra famiglie; in esso si riflettono infatti le differenti capacità di controllo sulle risorse economiche da parte degli ascendenti e con esso si trasmettono tra generazioni. Ora cerchiamo di approfondire proprio il ruolo della famiglia di origine nell'acquisizione dell'abitazione e soprattutto di capire se e quali disparità esistono tra i soggetti provenienti da differenti classi sociali nel contesto italiano.

Il regime di *welfare* tipico del nostro paese è definito familista. Si tratta infatti di un regime nel quale la famiglia, come già detto, gioca un ruolo rilevante sia per l'allocazione delle risorse sia per il soddisfacimento dei bisogni. All'interno di questo quadro non stupisce come la risposta al bisogno abitativo, in quanto area del sistema di *welfare*, sia per lo più demandata alla famiglia, che interviene nelle modalità e nelle caratteristiche delle scelte abitative. Ciò implica il lasciare ampio spazio alla strutturazione delle disuguaglianze di condizioni abitative in funzione della classe sociale, non solo di appartenenza, ma anche di origine. Dall'altra parte, e in modo del tutto complementare, lo stato, come si è ricordato in precedenza, gioca un ruolo residuale nel diretto soddisfacimento del bisogno abitativo, così come del resto avviene per molti altri bisogni. In questo quadro le politiche abitative hanno un ruolo marginale nell'intervenire sulle disparità intragenerazionali e intergenerazionali, e nel compensare gli effetti dell'ereditarietà della ricchezza in generale e della ricchezza casa in particolare.

In un simile contesto è facilmente intuibile il ruolo dei trasferimenti intergenerazionali nel riprodurre il sistema di disuguaglianze nella distribuzione della ricchezza abitativa. Si accede alla casa in proprietà, infatti, in modo rilevante grazie a risorse messe a disposizione nell'ambito delle relazioni di parentela. Le risorse possono essere di vario tipo: il trasferimento a titolo gratuito di un immobile che fa parte del patrimonio familiare o l'eredità il terreno dove costruire, il lavoro volontario per l'autocostruzione o la ristrutturazione e da ultimo, ma non per importanza, le risorse finanziarie necessarie all'acquisto.

Tutti questi aiuti non avvengono però casualmente. Diversi studi mostrano come la probabilità di ricevere donazioni per

l'acquisto della casa sia maggiore tra coloro che provengono da famiglie più ricche e con una classe sociale più elevata [Barbagli *et al.* 2003; Bernardi e Poggio 2004; Mencarini e Tanturri 2006; Facchini 2008]. Per comprendere l'importanza dei trasferimenti intergenerazionali, inoltre, basta pensare a come il titolo di godimento dell'abitazione di differenti generazioni all'interno della stessa famiglia mostri un altro grado di similarità: molte delle caratteristiche sociali e economiche di una generazione sono simili a quelle della generazione successiva [Helderman e Mulder 2007; Poggio 2008; Filandri 2009].

Tuttavia questa similarità e, più in generale, l'accesso all'abitazione di proprietà non possono essere ricondotti solo a ragioni di tipo economico. Come suggerisce Henretta [1984], la famiglia di origine può trasferire vantaggi ai propri membri attraverso due meccanismi: gli aiuti economici e la socializzazione. Il primo lo abbiamo appena citato e riguarda i contributi di tipo economico forniti dai familiari. Il secondo si riferisce all'influenza della famiglia di origine sugli atteggiamenti, sulle preferenze, aspirazioni e aspettative. Le generazioni più vecchie tendono infatti a trasmettere alle generazioni più giovani all'interno della famiglia sia le preferenze per il titolo di godimento dell'abitazione sia le risorse per accedervi [Poggio 2008]. Le preferenze non sono però tutte necessariamente verso la casa di proprietà. Infatti se da un lato è vero che la proprietà della casa nei paesi occidentali è sia la maggior fonte di accumulazione di ricchezza sia un simbolo di benessere e prestigio, dall'altra comporta anche aspetti negativi. Il più evidente, messo in luce da diverse ricerche, riguarda i maggiori costi di trasferimento. Se è vero quindi che da un lato l'affitto è associato a *standard* abitativi più bassi, dall'altro consente una maggiore flessibilità, soluzioni transitorie e mobilità geografica. Chi preferisce l'affitto, come già accennato in precedenza, non necessariamente esprime una carenza di risorse ma, ad esempio, la scelta di non radicarsi stabilmente in un luogo, almeno per una certa fase del corso di vita.

Da questo punto di vista è interessante considerare non solo la già commentata relazione del titolo di godimento dell'abitazione con la classe sociale di appartenenza, ma anche quella con la classe sociale di provenienza. L'importanza del ruolo della famiglia di origine emerge chiaramente, osservando le moda-

TAB. 10.5. *Modalità prevalente di acquisto dell'abitazione attuale per classe sociale di origine delle famiglie^a. Italia, circa 2005*

	Donazioni	Risparmi	Mutuo	Altro	Totale
Borghesia	51,5	21,3	24,9	2,4	100
Classe media impiegatizia	39,1	28,9	28,9	3,1	100
Piccola borghesia urbana	42,8	27,8	22,4	7,0	100
Piccola borghesia agricola	45,4	30,8	13,0	10,8	100
Classe operaia urbana	40,3	29,1	22,9	7,7	100
Classe operaia agricola	44,3	33,7	15,3	6,7	100
Totale	42,6	29,1	21,1	7,2	100

^a Nella tabella le donazioni si riferiscono sia alle eredità sia ai trasferimenti *intervivos*.

Fonte: Elaborazioni su dati Iffi.

lità di acquisizione della casa in proprietà: le donazioni infatti rappresentano per le famiglie di tutte le origini sociali almeno il 40%. Le famiglie che provengono dalla borghesia sono poi quelle che rispetto alle altre classi ricevono più aiuti: circa una ogni due. Il mutuo è maggiormente diffuso tra i figli e le figlie della classe media impiegatizia che sono anche quelli che ricevono meno frequentemente donazioni. Infine la percentuale più bassa di famiglie che ricorrono ai risparmi come modalità di acquisto prevalente sono quelle originarie della borghesia.

5. *Considerazioni conclusive*

In questo lavoro la nostra attenzione si è principalmente focalizzata sulla dimensione abitativa all'interno del *framework* definito dalla stratificazione sociale. Abbiamo sostanzialmente visto che, nonostante nel nostro paese si sia quasi realizzata la società dei proprietari di casa e nonostante un generale miglioramento delle condizioni abitative negli ultimi decenni, permangono comunque disparità tra i diversi strati che caratterizzano la realtà italiana. Tali disparità sono relative non solo alla probabilità di accesso alla proprietà, la quale è in genere legata a migliori *standard* abitativi, ma anche alle caratteristiche degli immobili in cui i soggetti vivono.

Dunque, le classi che occupano le posizioni più elevate all'interno della stratificazione sociale hanno probabilità più

elevate di essere proprietarie della casa in cui vivono e generalmente esperiscono migliori condizioni abitative. Vivono cioè in abitazioni più spaziose, prive di problemi particolari e caratterizzate da un più elevato valore in termini economici. Inoltre troviamo sempre un ruolo fondamentale della famiglia di origine e dei trasferimenti intergenerazionali per l'accesso alla proprietà.

Dato questo quadro, rimangono, tuttavia, ancora alcuni interrogativi aperti su stratificazione sociale e condizioni abitative in Italia, specialmente sui cambiamenti di lungo periodo. In queste conclusioni ci limitiamo a due esempi. In primo luogo considerando il fatto che le disparità tra individui e gruppi non riguardano solo i punti di arrivo e quelli di partenza, bensì anche la configurazione e la durata delle traiettorie che connettono questi punti, è ragionevole ipotizzare che anche le modalità e i tempi tipici del divenire proprietario non siano equamente distribuite tra i soggetti di differente appartenenza sociale. In secondo luogo considerando il possibile nesso di cui si è brevemente parlato tra preferenze sul titolo di godimento dell'abitazione e aspirazioni di carriera lavorativa, risulterebbe importante approfondire l'analisi longitudinale sui nessi tra questi due aspetti. Non è possibile, purtroppo, ad oggi effettuare analisi accurate né sulla transizione di accesso alla casa di proprietà né sulle connessioni tra mobilità abitativa e occupazionale in quando non vi sono dati adatti a questo scopo che lo consentano. Sarebbe allora auspicabile approfondire la ricerca su questi temi, sviluppando adeguate basi dati, in modo da ricostruire non solo la situazione abitativa attuale o quella sulla prima casa, ma possibilmente l'intera carriera abitativa dei soggetti e il suo intreccio con le carriere familiari e lavorative, mantenendo l'attenzione sul ruolo della famiglia e dei trasferimenti intergenerazionali.

LA TASSAZIONE DEI REDDITI PERSONALI
E LA DISUGUAGLIANZA NEGLI ULTIMI DECENNI1. *Introduzione*

In un paese come l'Italia, dove la pressione tributaria è stata negli ultimi decenni attorno al 30% (quella fiscale, che comprende anche i contributi sociali, oltre il 40%), è importante considerare il ruolo della tassazione per determinare la distribuzione dei redditi e quindi la disuguaglianza complessiva. In questo capitolo ci concentriamo esclusivamente sul ruolo della tassazione dei redditi personali, ed in particolare sulla più importante imposta sui redditi personali, ossia l'Irpef (o Ire). L'analisi del ruolo dell'Irpef per la distribuzione personale dei redditi negli ultimi decenni assume un particolare rilievo alla luce del succedersi di riforme che, anche a prescindere dal loro effettivo impatto, hanno dato luogo a vivaci dibattiti nell'opinione pubblica.

Chiaramente, l'impatto del sistema fiscale sulla distribuzione dei redditi individuali non si esaurisce con l'Irpef. Gli individui ricevono anche redditi di capitale finanziario e immobiliare e di redditi di impresa che sono in tutto o in parte non soggetti all'Irpef. Tuttavia, la nostra scelta è motivata dalla disponibilità dei dati. Mentre infatti possiamo ricavare il reddito al lordo e al netto dell'Irpef di un campione rappresentativo della popolazione italiana e quindi stimare la disuguaglianza prima e dopo dell'imposta, con strumenti di simulazione di imposte e benefici oramai consolidati, non siamo in grado di fare altrettanto con i redditi di impresa, capitale finanziario e immobiliare.

Per la valutazione dell'impatto dell'Irpef sulla disuguaglianza, faremo uso di indicatori standard, brevemente descritti

Questo capitolo è di Carlo Fiorio, Università di Milano, e Alessandro Santoro, Università di Milano-Bicocca.

nel paragrafo 2. Nel paragrafo 3 passeremo sinteticamente in rassegna alcuni dei contributi più significativi della recente letteratura sul tema. Nel paragrafo 4, dopo aver presentato i dati utilizzati e il modello di microsimulazione delle imposte pagate da ciascun individuo nel campione considerato, discuteremo i principali risultati, suddividendo anche la popolazione per le tre principali aree geografiche (Nord, Centro e Sud) e per tre gruppi di età di contribuenti (25-44, 45-64, 65 e oltre). Nel paragrafo 5 ci soffermeremo sui possibili impatti dell'evasione fiscale, problema assai grave per la finanza pubblica italiana che ha rilevanti effetti in termini di distribuzione del reddito disponibile, fornendo quindi delle brevi conclusioni nel paragrafo 6.

2. *Gli strumenti per la misurazione dell'impatto della tassazione sulla disuguaglianza*

La letteratura che si occupa di misurare gli impatti della tassazione sulla disuguaglianza si è sviluppata soprattutto negli anni '70 e '80 utilizzando gli strumenti tradizionali della statistica descrittiva, tra cui emerge, in primo luogo, il coefficiente di Gini [cfr. Lambert 2007]. Il coefficiente di Gini misura il grado di disuguaglianza nella distribuzione di una determinata variabile, ad esempio il reddito posseduto prima delle imposte. Il coefficiente varia tra il valore minimo 0, che si ottiene se tutti i contribuenti hanno lo stesso reddito, e il valore massimo 1, che si ottiene se un solo contribuente possiede tutto il reddito. Al di là di questi casi estremi, nel mondo reale il coefficiente di Gini dei redditi prima delle imposte tende a collocarsi tra il 20 e il 60% del valore massimo. L'interpretazione di questi valori è immediata: un coefficiente di Gini dei redditi prima delle imposte pari al 60% significa che la disuguaglianza prima delle imposte è equivalente a quella che si otterrebbe se il 60% più povero della popolazione non avesse alcun reddito e il 40% più ricco si dividesse il reddito in parti uguali.

Partendo da questi dati, la misura più naturale e immediata dell'impatto della tassazione è il confronto tra la disuguaglianza nella distribuzione dei redditi prima e dopo le imposte. In particolare, nell'indice di Reynolds e Smolensky (indice RS

d'ora in poi), l'impatto redistributivo della disuguaglianza è ottenuto come differenza tra il coefficiente di Gini dei redditi prima delle imposte e il coefficiente di Gini dei redditi dopo le imposte. È quindi possibile valutare come cambia l'impatto redistributivo del sistema fiscale sui redditi semplicemente confrontando i valori assunti dall'indice RS: se questi aumentano nel corso del tempo l'impatto redistributivo della tassazione cresce (e viceversa).

L'impatto redistributivo misurato dall'indice RS dipende da tre fattori: il grado di progressività del sistema fiscale, l'aliquota media e l'eventuale riordinamento (*reranking*).

Un sistema fiscale è progressivo se (e solo se) il rapporto tra le imposte pagate e il reddito cresce al crescere del reddito. Quindi, se consideriamo due contribuenti, uno con un reddito di 100 e un secondo con un reddito di 1.000, e immaginiamo che il primo paghi imposte per 10, il sistema fiscale sarà progressivo se (e solo se) l'individuo con reddito di 1.000 paga imposte per almeno 101 euro. Se entrambi gli individui pagassero un'imposta del 10% del proprio reddito (quindi se il primo pagasse 10 e il secondo 100) il sistema fiscale non sarebbe progressivo, ma proporzionale e l'impatto redistributivo sarebbe nullo¹.

Il grado di progressività di un sistema fiscale può essere valutato confrontando il coefficiente di Gini del reddito prima delle imposte con il coefficiente di concentrazione delle imposte. Il coefficiente di concentrazione delle imposte è costruito ordinando gli individui da quello con reddito più basso a quello con reddito più alto prima delle imposte e misurando poi il grado di concentrazione delle imposte pagate. L'interpretazione è del tutto simile a quella del coefficiente di Gini²: se il coefficiente di concentrazione delle imposte è del 40% siamo in presenza

¹ Da questo esempio dovrebbe essere chiaro che il fatto che un contribuente ricco paghi *in assoluto* di più di un contribuente povero non garantisce la progressività, che richiede che un contribuente ricco paghi *in termini percentuali* (cioè, di aliquota media) più di un contribuente povero. Per questa ragione la cosiddetta *flat tax* è proporzionale, non progressiva, e non genera alcun effetto redistributivo.

² In effetti, l'indice di Gini è una versione particolare dell'indice di concentrazione, in cui l'unità di osservazione (i contribuenti, nel nostro caso) sono ordinati sulla base della stessa caratteristica (ad esempio, l'ammontare delle imposte pagate) la cui concentrazione viene misurata.

di una situazione equivalente, dal punto di vista distributivo, a quella che si avrebbe se il 40% della popolazione più povero non pagasse alcuna imposta e il restante 60% più ricco pagasse il totale dell'imposta in misura uguale. È quindi intuitivo che al crescere del coefficiente di concentrazione delle imposte aumenta la quota di imposte che vengono pagate dai più ricchi e, quindi, il grado di progressività del sistema fiscale. Più precisamente, l'indice di Kakwani (indice K) misura il grado di progressività fiscale come differenza tra il coefficiente di concentrazione delle imposte e il coefficiente di Gini del reddito prima delle imposte. Un valore positivo dell'indice K indica che le imposte sono più concentrate tra i ricchi di quanto lo sia il reddito prima delle imposte, e quindi che il sistema fiscale è progressivo. Detto altrimenti, se nel corso del tempo l'indice di Kakwani cresce si può dire che anche il grado di progressività del sistema fiscale sia aumentato nello stesso periodo.

Come detto redistribuzione e progressività sono legati e, a parità di aliquota media, l'indice di RS cresce al crescere dell'indice K. Tuttavia, è possibile che il grado di redistribuzione di un sistema cresca anche se la progressività rimane costante, semplicemente per effetto dell'aumento dell'aliquota media complessiva. In un sistema dotato di una certa progressività, infatti, l'aumento dell'aliquota media complessiva comporta comunque una diminuzione della quota di ricchezza detenuta dai più ricchi e quindi una riduzione del coefficiente di Gini del reddito dopo le imposte. In termini algebrici, l'indice di RS dipende dal prodotto tra l'indice K e un indicatore dell'aliquota media complessiva.

Infine, nel calcolo dell'indice RS dobbiamo considerare la possibilità che la tassazione comporti un riordinamento (*reranking*) dei contribuenti, ovvero che, tra due contribuenti presi a caso, quello più ricco prima delle imposte diventi più povero dopo le imposte. In questo caso la redistribuzione generata è solo apparente ed è quindi necessario ricalcolare l'indice di RS sottraendo un coefficiente, detto appunto di riordinamento o *reranking*.

In sintesi, la redistribuzione operata dal sistema fiscale è misurata dall'indice RS che, a sua volta, cresce al crescere della progressività misurata dall'indice K e dell'aliquota media complessiva, e invece diminuisce all'aumentare dell'effetto di riordinamento provocato dalla tassazione. Chiaramente, questi

indicatori sono utilizzati per analizzare l'equità verticale, che si verifica qualora gli individui che hanno maggiore reddito pagano proporzionalmente più di chi ne ha meno, e nulla dicono dell'equità orizzontale, che indica un uguale trattamento tra soggetti con caratteristiche analoghe³.

3. *Cosa è già stato scritto*

Fin dai tempi della riforma tributaria che introdusse l'imposta personale sui redditi delle persone fisiche (Irpef) a inizio degli anni '70, si è lungamente discusso su come modificarla, limitarla, riformarla. Nata inizialmente come imposta comprensiva, ossia calcolata su tutti i redditi, qualsiasi fosse la loro natura, e basata sul principio della capacità contributiva, nel corso del tempo l'Irpef ha perso parti importanti della propria base imponibile, dai redditi finanziari, ai redditi per la prima casa, a parte dei redditi da lavoro autonomo ed impresa, anche per problemi di erosione della base imponibile, evasione ed elusione fiscale. Si è via via ridotta la progressività dell'imposta lorda, riducendo in particolare l'aliquota massima che dal 72% del 1974 è stata per il 2010 pari al 43%⁴, con la giustificazione di aumentarne l'efficienza e ridurre il disincentivo all'offerta di lavoro, ma forse anche per assecondare un trend diffuso a livello europeo. Negli ultimi due decenni si sono succeduti importanti interventi che hanno modificato la progressività dell'imposta lorda mediante la variazione di detrazioni e deduzioni, soprattutto per tipologia di reddito e per carichi familiari. In particolare, a partire dai primi anni '90, si sono succeduti periodi di forte instabilità nella gestione della politica tributaria, caratterizzati da continui cambi del ministro delle Finanze almeno fino al 1996, con politiche estemporanee e prive di un disegno complessivo, a periodi con una politica tributaria più coerente, prima con governi di centro-sinistra

³ Per una esaustiva discussione sugli indicatori di equità verticale e orizzontale, si suggerisce di consultare Lambert [2007] e per un'analisi di equità orizzontale delle riforme tributarie degli anni '90, di leggere Marino e Rapallini [2003].

⁴ Per una discussione esaustiva della storia dell'Irpef, si veda De Vincenti e Paladini [2008, cap. 1].

(1996-2001 e, brevemente, dal 2006 al 2008) poi con governi di centro-destra (2001-2006 e dal 2008 ad oggi).

Il periodo degli anni '90, ed in particolare gli effetti della riforma dell'Irpef promossa dall'allora ministro Visco rispetto al sistema previgente, è stato analizzato da vari autori⁵. In questi contributi viene analizzato, in primo luogo, il cambiamento del grado di redistribuzione (misurato dall'indice RS) generato dalla tassazione del reddito (Irpef), alla luce delle modifiche introdotte con la riforma del 1998. Tale riforma era caratterizzata dalla riduzione della progressività delle aliquote d'imposta, con l'innalzamento della prima aliquota e la riduzione dell'ultima, e dall'introduzione di detrazioni fiscali per tipologia di lavoro e carichi familiari ampie e decrescenti con il reddito, finalizzate a correggere la minore progressività dell'imposta lorda. Il principale risultato dei lavori citati è che l'apparente incremento del grado di redistribuzione generato dalla riforma del 1998 è dipeso non tanto dalla maggior progressività nella distribuzione del carico fiscale medio, quanto dall'incremento di tale carico fiscale.

Più precisamente, tra il 1995 e il 1998 Emiliani *et al.* [2004] stimano un limitato incremento dell'indice di RS dovuto però esclusivamente all'incremento dell'aliquota media e non all'indice K che, invece, diminuisce nel periodo considerato segnalando quindi una riduzione della progressività del sistema fiscale. Risultati qualitativamente analoghi vengono rilevati da Giannini e Guerra [2001], comparando l'Irpef pagata nel 1999 con quella del 1990.

Emiliani *et al.* [2004] spiegano questo risultato guardando alle caratteristiche essenziali della riforma Visco. In sintesi, il contemporaneo aumento dell'aliquota minima e abbassamento dell'aliquota massima non sarebbero stati compensati da una pur accresciuta capacità redistributiva delle detrazioni, il cui aumento si è concentrato sui redditi medio-bassi. A ciò va aggiunto che, secondo Gastaldi *et al.* [2005] l'incremento di aliquota media tra il 1995 e il 2000⁶ è stato a sua volta dovuto a

⁵ Si vedano, tra gli altri, Giannini e Guerra [2001], Marino e Rapallini [2003], Emiliani *et al.* [2004], Gastaldi *et al.* [2008].

⁶ Come evidenziato dagli stessi autori, anche prendendo a riferimento come anno finale il 2000 ciò che viene catturato è sostanzialmente l'impatto della riforma del 1998 [cfr. Gastaldi *et al.* 2005, 10].

fenomeni esogeni al sistema fiscale, in particolare al *fiscal drag*, cioè all'incremento dei redditi nominali causato dall'inflazione che, in un sistema progressivo dove gli scaglioni di reddito non sono indicizzati, porta naturalmente ad un incremento dell'aliquota media e del corrispondente carico fiscale.

Gli impatti sulla disuguaglianza delle riforme tributarie degli anni 2000 sono stati affrontati da vari autori, anche se raramente con un'ottica di medio periodo e, invece, focalizzandosi su singole riforme. Nel triennio 2000-2002, sempre secondo Emiliani *et al.* [2004], il grado di redistribuzione, l'aliquota media e la progressività dell'Irpef rimangono sostanzialmente costanti. Viceversa, tra il 2002 e il 2003, gli stessi autori stimano un incremento dell'indice di RS di circa 1 punto percentuale per effetto dell'entrata in vigore del cosiddetto primo modulo della riforma Tremonti, consistente nella trasformazione delle principali detrazioni in deduzioni, decrescenti al crescere del reddito, e presentate con il nome accattivante di *no-tax-area*, ad evidenziare la non tassabilità di un'area di reddito.

Il risultato ottenuto è per certi versi opposto al precedente. Infatti, l'incremento della capacità di redistribuzione dell'Irpef (misurata dall'indice di RS) è dovuto esclusivamente ad un significativo aumento dell'indice di progressività di K, mentre l'aliquota media diminuisce. Al netto delle considerazioni che faremo sul ruolo dell'evasione fiscale, il primo modulo della riforma Tremonti sarebbe quindi stato caratterizzato da un netto aumento della progressività. Il risultato è sostanzialmente confermato anche da Di Nicola [2003], il che è particolarmente significativo considerando che l'autore ha avuto la possibilità di utilizzare i microdati di origine fiscale.

Successivamente al 2003, la principale riforma della tassazione del reddito degli individui e delle famiglie è stata quella del 2005, ovvero il cosiddetto secondo modulo della riforma Tremonti. Baldini e Pacifico [2009] stimano un impatto distributivo molto limitato di due moduli della riforma Tremonti, nonostante il significativo costo totale, stimato in circa 13 miliardi di euro. Diversamente, essi rilevano come la riforma del 2007, che è tornata a sostituire le deduzioni della *no-tax-area* con detrazioni linearmente decrescenti, ha comportato un aumento dell'onere tributario sui redditi più elevati con sostanziale invarianza di gettito. Nonostante questo, le variazioni

dell'indice di Gini si sono rivelate di modesta entità per tutte le riforme degli anni 2000. Secondo il Secit [2005], il secondo modulo della riforma Tremonti avrebbe determinato riduzioni del carico fiscale maggiori per i redditi familiari superiori ai 100.000 euro, e quasi nulle per i redditi familiari fino ai 25.000 euro. Il segno redistributivo negativo del secondo modulo si evince anche da Ruocco e Mottola [2005] secondo cui a seguito del varo del secondo modulo la disuguaglianza dei redditi lordi risulta sostanzialmente inalterata, mentre essa era diminuita dopo il primo modulo della riforma Tremonti.

Complessivamente, negli ultimi decenni in Italia si è provveduto ad accumulare riforme dell'imposta personale sui redditi che hanno visto prevalentemente interventi sulla struttura dell'imposta lorda e delle deduzioni e detrazioni, nonché sull'area esente o *no-tax-area*. Come sottolineato anche da Giannini e Guerra [2001, 260-261] con riferimento agli anni '90, e da Gastaldi e Liberati, per il periodo 1991-2007 ma limitatamente ai trasferimenti per i figli a carico, è evidente che la rimodulazione di detrazioni e deduzioni abbia avuto l'obiettivo di mantenere un certo grado di equità orizzontale, salvaguardando o potenziando l'efficacia redistributiva del prelievo e la personalizzazione dell'imposta. Tuttavia, rimane ancora mancante la definizione del ruolo di deduzioni e detrazioni all'interno della politica sociale, e se esse debbano essere concepite come misura a sostegno della povertà o come misura a sostegno delle responsabilità familiari.

Per quel che riguarda la progressiva estensione dell'area esente (*no-tax-area*) il suo aumento è convissuto, di fatto, con un incremento dell'aliquota marginale effettiva a partire dai redditi ad essa superiori, con il risultato di determinare, a questi livelli, valori effettivi dell'aliquota marginale piuttosto elevati [si veda De Vincenti e Paladini 2008; Di Nicola 2005; Di Nicola e Paladini 2006; Pellegrino 2007].

4. *Analisi dell'Irpef nel periodo 1998-2008*

In questa sezione, proponiamo un'analisi di alcune recenti riforme utilizzando un modello di microsimulazione fiscale su microdati derivanti da indagini campionarie della popolazione

italiana, cercando di arricchire la conoscenza degli impatti delle riforme fiscali recenti sulla disuguaglianza in Italia. Descriveremo prima i dati e la metodologia, quindi presenteremo i risultati ottenuti.

4.1. *Dati e metodologia*

L'analisi empirica degli effetti delle imposte sul reddito individuale si scontra, nel nostro paese, con una cronica disponibilità di microdati di natura fiscale. Tipicamente le rilevazioni campionarie raccolgono informazioni esclusivamente sul reddito disponibile, ossia dopo il pagamento delle imposte e dei contributi sociali, rendendo quindi impossibile una valutazione della capacità redistributiva del sistema fiscale. In questi casi, l'unica opzione possibile è utilizzare un modello di microsimulazione fiscale mediante il quale simulare il reddito prima delle imposte e dei contributi sociali con una sorta di inversione della funzione dell'imposta a partire dal reddito netto e dalle caratteristiche personali osservate. L'operazione di inversione risulta tutt'altro che banale, essendo l'imposta sui redditi altamente non lineare e spesso non invertibile. Un'alternativa possibile, ma spesso inaccessibile alla comunità scientifica per ragioni di riservatezza, è l'utilizzo di dati amministrativi, ossia di dati provenienti dagli archivi in forma elettronica gestiti dall'Agenzia delle Entrate, che raccolgono le informazioni della popolazione delle dichiarazioni dei redditi delle persone fisiche⁷.

Per il presente lavoro utilizziamo le banche dati di cui abbiamo disponibilità, ed in particolare dati derivanti da microsimulazioni fiscali. Nonostante esistano in Italia diversi modelli di microsimulazione, spesso essi sono difficilmente accessibili al di fuori del gruppo di ricerca che li ha sviluppati e raramente mantenuti con continuità. Avendo avuto accesso al modello di microsimulazione sviluppato dalla Microsimulation Unit diretta da Holly Sutherland da quasi quindici anni, abbiamo deciso di utilizzare il modello Euromod per la nostra analisi empirica. In particolare usiamo i dati con le simulazioni

⁷ Peraltro, questi dati di fonte amministrativa presenterebbero la controindicazione di avere una minore rappresentatività per i contribuenti delle fasce più basse di reddito.

delle imposte per gli anni 1998 (utilizzando il primo modello Euromod, d'ora innanzi più brevemente denominato EM, Sutherland, 2001), e per gli anni 2006 e 2008 (utilizzando il modello Euromodupdate, EMup, Euromod, 2011). Tali modelli sono stati sviluppati con metodologie tra loro coerenti, da un team di ricercatori internazionali a garanzia di rigore scientifico e validità metodologica, grazie anche all'importante contributo finanziario di istituzioni europee e internazionali.

Per quanto riguarda il modello per l'Italia, i dati utilizzati sono rappresentativi della popolazione nazionale e sono stati validati con un ampio numero di fonti amministrative diverse [per EM si veda Atella *et al.* 2001 e per EMup, Ceriani e Gagliarano 2010]. Per quanto riguarda il modello EM, il dato di partenza è l'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane per il 1995, prodotto dalla Banca d'Italia [Banca d'Italia 1997], mentre per il modello EMup, il dato di partenza è il database IT-Silc, sulle condizioni di vita delle famiglie italiane per il 2005, prodotto dall'Istat [Istat 2007].

Per il presente lavoro, i dati da noi utilizzati presentano due principali limiti. Il primo riguarda il fatto che questi modelli simulano unicamente l'imposta sul reddito delle persone fisiche (Irpef). Il secondo è costituito dal limitato periodo temporale coperto: dieci anni tra il 1998 e il 2008. Peraltro, l'analisi del sistema tributario in questo decennio permette l'analisi di alcune importanti riforme della tassazione personale, partendo dalla riforma Visco del 1998 (governo Prodi), che ridusse la progressività dell'Irpef lorda riducendo di 5,5 punti l'aliquota massima e aumentando di 8,5 punti la minima e rimodulando significativamente le detrazioni in base al reddito, alla riforma Tremonti (governo Berlusconi), che sostituì le maggiori detrazioni con deduzioni decrescenti con il reddito e ridusse ulteriormente la progressività dell'Irpef lorda portando l'aliquota minima e massima al 23 e 43% rispettivamente, alla successiva riforma del 2008 di Padoa Schioppa (governo Prodi), che lasciò inalterata aliquota minima e massima ma rimodulò la progressività, con un ritorno alle detrazioni per tipologia di reddito e carichi familiari. L'analisi degli effetti di queste tre importanti e discusse riforme tributarie consentiranno di trarre un bilancio sull'effettiva rilevanza delle stesse per modificare la distribuzione dei redditi e il potere redistributivo della tassazione personale.

4.2. I risultati

Prima di analizzare la progressività e la redistribuzione dell'imposizione sui redditi personali è interessante commentare alcune semplici statistiche descrittive delle principali componenti dell'imposta personale.

Nella tabella 11.1 mostriamo la media del reddito complessivo (prima dell'Irpef), delle deduzioni, delle detrazioni e dell'Irpef netta per l'Italia e poi per le tre principali aree geografiche, evidenziando – in ciascuna area geografica e componente dell'imposta – la percentuale rispetto alla media nazionale. Dall'osservazione di queste semplici statistiche descrittive si evince che si è leggermente ridotto il divario di reddito complessivo medio tra i contribuenti residenti al Nord e quelli residenti al Centro nel periodo 1998-2008, mentre è rimasto sostanzialmente stabile il divario tra il Nord e il Sud. Infatti, vi è stata una riduzione di circa 6 punti percentuali del divario tra l'Irpef media pagata dai contribuenti residenti al Nord rispetto all'insieme dei contribuenti italiani e di circa 3 punti percentuali per i residenti al Sud. Diversamente, abbiamo stimato un incremento dell'imposta pagata dai contribuenti residenti al Centro: nel 1998 pagavano il 4% in meno della media nazionale, dopo un decennio di riforme, la proporzione è passata a circa a +2%. In tabella 11.2 mostriamo poi le medesime statistiche per classi di età divise in contribuenti «giovani» (età compresa tra 25 e 44 anni), contribuenti «di mezza età» (età compresa tra 45 e 64) e contribuenti «anziani» (65 anni o più). Si noti come tra il 1998 e il 2008 sia in netto e costante declino il reddito medio guadagnato dai più giovani, passata da +11% della media nel 1998 a +4% della media nazionale nel 2008. Per contro, il reddito medio dei contribuenti di mezza età è significativamente aumentato rispetto alla media nazionale, passando dall'11 al 18%, e il reddito medio degli anziani è passato dall'essere inferiore di 23 punti alla media nazionale ad essere inferiore di 17 punti percentuali. Tale dinamica si riflette anche nella quota di Irpef netta pagata per gruppi di età dei contribuenti ed evidenzia la perdita di reddito relativa dei contribuenti giovani, maggiormente interessati dalle riforme del mercato del lavoro dell'ultimo decennio. Se teniamo conto del fatto che le prestazioni pensionistiche dei giovani lavoratori

Tab. 11.1. *Statistiche descrittive per i tre anni considerati, aree geografiche*

Anno	1998			2006			2008		
	Media	St. err.	% risp. media naz.	Media	St. err.	% risp. media naz.	Media	St. err.	% risp. media naz.
Redd. compl.	12,583	115		17,914	91		18,976	97	
Deduzioni tot.	157	2		5,303	14		372	3	
Detrazioni tot.	592	3		157	2		1,506	4	
Irpef netta	2,508	43		3,273	32		3,546	35	
					Nord				
Redd. compl.	14,322	201	14	19,684	146	10	20,860	156	10
Deduzioni tot.	179	3	14	4,945	18	-7	448	6	20
Detrazioni tot.	569	4	-4	174	2	10	1,458	5	-3
Irpef netta	3,050	78	22	3,791	53	16	4,110	58	16
					Centro				
Redd. compl.	12,290	204	-2	18,094	177	1	19,166	188	1
Deduzioni tot.	167	4	7	5,156	27	-3	377	7	1
Detrazioni tot.	581	6	-2	164	3	4	1,469	8	-2
Irpef netta	2,397	68	-4	3,335	60	2	3,613	67	2
					Sud				
Redd. compl.	10,393	160	-17	14,610	135	-18	15,462	143	-19
Deduzioni tot.	119	2	-24	6,074	31	15	232	5	-37
Detrazioni tot.	630	6	6	122	3	-22	1,624	9	8
Irpef netta	1,837	54	-27	2,297	42	-30	2,484	46	-30

Nota: Standard error calcolato come deviazione standard diviso per la radice quadrata del numero di osservazioni.

Fonte: Nostri calcoli usando simulazioni da modelli EM (per anno 1998) ed EMup (per anni 2006 e 2008).

TAB. 11.2. *Statistiche descrittive per i tre anni considerati, per classi di età*

Anno	1998			2006			2008		
	Media	Dev. st.	% risp. media naz.	Media	Dev. st.	% risp. media naz.	Media	Dev. st.	% risp. media naz.
Redd. compl.	13,910	174	11	18,622	151	4	19,677	160	4
Deduzioni tot.	142	3	-9	5,458	27	3	424	7	14
Detrazioni tot.	573	6	-3	191	3	22	1,592	8	6
Irpef netta	2,864	61	14	3,289	54	1	3,549	59	0
				Età 25-45					
Redd. compl.	13,997	242	11	21,055	186	18	22,313	197	18
Deduzioni tot.	204	3	30	5,006	25	-6	463	7	25
Detrazioni tot.	602	6	2	174	3	10	1,453	8	-3
Irpef netta	3,008	94	20	4,303	65	31	4,686	72	32
				Età 65+					
Redd. compl.	9,934	176	-21	14,788	145	-17	15,737	155	-17
Deduzioni tot.	149	3	-5	5,579	23	5	252	3	-32
Detrazioni tot.	684	5	16	109	3	-31	1,532	6	2
Irpef netta	1,563	63	-38	2,372	50	-28	2,556	55	-28

Nota: Standard error calcolato come deviazione standard diviso per la radice quadrata del numero di osservazioni.

Fonte: Nostri calcoli usando simulazioni da modelli EM (per anno 1998) ed EMup (per anni 2006 e 2008).

saranno determinate interamente con il metodo contributivo, e che esse risentiranno delle ridotte contribuzioni durante la carriera lavorativa, questi dati lasciano intuire la rilevanza del problema di redistribuzione intergenerazionale della spesa previdenziale.

Passiamo ora ad analizzare gli effetti delle riforme sulla progressività e redistribuzione dell'Irpef. La tabella 11.3 mostra le stime puntuali degli indici di Gini prima e dopo l'imposta, degli indici di progressività e redistribuzione e dell'aliquota media effettiva dell'Irpef per la popolazione dei contribuenti italiani. Essa mostra in particolare che i cambiamenti più significativi risultano essere tra il 1998 e il 2006, ossia dopo i due moduli della riforma Tremonti. Tra questi due anni, l'aliquota media è diminuita di oltre un punto percentuale passando da 19,8 a 18,4%. La minor imposizione risulta per altro maggiormente progressiva, per effetto delle deduzioni per tipologia di reddito e di carichi familiari, con un conseguente aumento dell'indice di Kakwani dal 18,7 al 21,3%. Questo risultato non è del tutto in accordo con la letteratura citata in precedenza, perché evidenzia un incremento netto della progressività per effetto della riforma del 1998 e dei due moduli della riforma Tremonti. La differenza può essere dovuta sia alle differenze nei dati e nei modelli di stima sia al fatto che una serie di riforme il cui impatto singolo sulla progressività è modesto possono generare risultati di un certo rilievo quando vengono considerate nel loro insieme. Si ricordi infine che i due moduli della riforma Tremonti hanno avuto un costo in termini di riduzione del gettito Irpef di circa 13 miliardi di euro, che evidentemente hanno in parte reso più progressiva l'imposizione complessiva dei redditi personali.

TAB. 11.3. *Gli effetti dell'imposta sui redditi*

Anno	Gini pre-imposta	Gini post-imposta	Aliq. media (t)	Redistrib. (RS)	Progress. (K)	Riordinam. (R)
Italia						
1998	0,456	0,411	0,198	0,046	0,187	0,000
2006	0,426	0,379	0,184	0,047	0,213	0,001
2008	0,426	0,376	0,188	0,049	0,216	0,001

Fonte: Nostri calcoli usando simulazioni da modelli EM (per anno 1998) ed EMup (per anni 2006 e 2008).

TAB. 11.4. *Gli effetti dell'imposta sui redditi, nelle tre macro aree del paese*

Anno	Gini pre-imposta	Gini post-imposta	Aliq. media (t)	Redistrib. (RS)	Progress. (K)	Riordinam. (R)
Nord						
1998	0,428	0,381	0,209	0,047	0,179	0,000
2006	0,399	0,352	0,192	0,047	0,200	0,001
2008	0,399	0,350	0,197	0,049	0,205	0,001
Centro						
1998	0,461	0,418	0,200	0,043	0,173	0,000
2006	0,425	0,377	0,190	0,048	0,205	0,001
2008	0,425	0,375	0,194	0,050	0,209	0,001
Sud						
1998	0,488	0,444	0,173	0,044	0,213	0,001
2006	0,458	0,412	0,160	0,046	0,245	0,001
2008	0,458	0,411	0,164	0,047	0,244	0,001

Fonte: Nostri calcoli usando simulazioni da modelli EM (per anno 1998) ed EMup (per anni 2006 e 2008).

La successiva riforma Padoa Schioppa del 2008 ha avuto effetti relativamente marginali, se confrontata con il 2006. In particolare, è leggermente aumentata l'aliquota media e con essa anche il grado di progressività del sistema, aumentando rispetto al 1998 di circa l'8% la redistribuzione misurata con l'indice RS⁸. Peraltro, è plausibile che sull'incremento dell'aliquota media abbia influito in modo importante il fiscal drag, come già evidenziato, per il periodo 1998-2000, da Gastaldi *et al.* [2005].

La disaggregazione territoriale non mostra particolari differenze se non per il fatto che queste tendenze sono particolarmente intense nel Centro, dove l'indice di Kakwani aumenta di oltre il 20% rispetto al 1998, contro il 15% di Nord e Sud (cfr. tab. 11.4). Più interessante invece risulta la stima degli indici di progressività e redistribuzione della popolazione per classi di età. Dalla tab. 11.5 emerge infatti come i trend dell'aliquota media e della progressività dell'imposta siano opposti se confrontiamo i contribuenti più giovani (25-44 anni) con quelli più anziani (oltre 65 anni d'età). L'aliquota media risulta in riduzione rilevante solamente per i giovani, mentre risulta addirittura crescente per

⁸ L'impatto del riordinamento o *reranking* è modesto in entrambi gli anni: 0,04% nel 1998 e 0,07% nel 2008.

TAB. 11.5. *L'effetto dell'imposta sui redditi, per classi d'età*

Anno	Gini pre-imposta	Gini post-imposta	Aliq. media (t)	Redistrib. (RS)	Progress. (K)	Riordinam. (R)
Età: 25-44						
1998	0,415	0,378	0,206	0,037	0,144	0,001
2006	0,385	0,344	0,178	0,041	0,194	0,001
2008	0,385	0,342	0,182	0,043	0,197	0,001
Età: 45-64						
1998	0,496	0,449	0,213	0,048	0,177	0,000
2006	0,447	0,399	0,205	0,048	0,188	0,001
2008	0,447	0,397	0,211	0,050	0,191	0,001
Età: 65 e oltre						
1998	0,392	0,333	0,155	0,059	0,321	0,000
2006	0,399	0,342	0,163	0,056	0,290	0,000
2008	0,399	0,341	0,166	0,059	0,297	0,000

Fonte: Nostri calcoli usando simulazioni da modelli EM (per anno 1998) ed EMup (per anni 2006 e 2008).

i contribuenti più anziani e stabile nel periodo 1998-2008 per gli altri. Mentre la progressività, analogamente alla media nazionale, diminuisce per i lavoratori di età inferiore ai 65 anni, essa diminuisce per i più anziani. Anche alla luce di quanto discusso prima (in particolare con riferimento alla tab. 11.2), il risultato deriva non tanto dall'operare dell'imposta sui redditi riformata più volte tra il 1998 e il 2008, ma dalla diversa distribuzione dei redditi tra classi di età ed in particolare da una consistente perdita di posizione relativa dei contribuenti più giovani, cui è naturalmente seguita, in un sistema di tassazione progressivo, la riduzione dell'aliquota media.

In sostanza, l'intero decennio 1998-2009 sembrerebbe, nel suo insieme, essere caratterizzato a livello nazionale da tre fenomeni:

- 1) un aumento della progressività dell'Irpef, con un aumento dell'indice di Kakwani di 3 punti percentuali, ossia circa il 16% in termini relativi;
- 2) una riduzione dell'aliquota media di circa 1 punto percentuale, ossia circa il 5% in termini relativi;
- 3) un modesto incremento del grado di redistribuzione del sistema fiscale, con un aumento dell'indice di Reynolds-Smolensky di circa 0,3 punti percentuali, ossia circa l'8% in termini relativi.

5. *Il ruolo dell'evasione fiscale*

In Italia esistono diverse misure parziali ed indirette dell'evasione fiscale, ma manca, ad oggi, una stima completa, regolare ed affidabile del fenomeno. Per misure parziali intendiamo le stime dell'evasione di singole imposte come l'Iva [cfr. Pisani e Marigliani 2007; Corte dei conti 2011] o l'Irpef [Marino e Zizza 2008] o ancora l'Irap [Pisani e Polito 2006]. Queste stime, ed altre che le hanno precedute, sono caratterizzate da serie temporali lunghe [cfr. Pisani e Marigliani 2006] o brevi [Pisani e Polito 2006] poi improvvisamente interrotte, o ancora sono riferite ad un solo anno [Marino e Zizza 2008] o hanno carattere eminentemente descrittivo [Corte dei conti 2011]. Per misure indirette intendiamo quelle dell'economia sommersa⁹, fornite con scadenza biennale dall'Istat [da ultimo si veda Istat 2010].

Quando si considera l'impatto del prelievo fiscale sulla distribuzione del reddito non si può dimenticare il ruolo giocato dall'evasione fiscale. Come già ricordato, l'indice di Kakwani misura la progressività del sistema fiscale calcolando la differenza tra il grado di concentrazione del prelievo fiscale e il grado di disuguaglianza del reddito prima delle imposte. L'evasione può modificare entrambi. Infatti, se il reddito vero di ciascun individuo, ovvero il suo reddito dichiarato più quello evaso, fosse noto al sistema fiscale, risulterebbe modificato anche il prelievo fiscale subito da ciascun individuo. D'altronde, anche il grado di disuguaglianza del reddito vero potrebbe essere diverso dal grado di disuguaglianza del reddito dichiarato. In teoria, è possibile prevedere l'impatto dell'evasione fiscale sull'indice di Kakwani (e su quello di Reynolds-Smolensky) se si fanno delle assunzioni sulla relazione tra propensione al rischio e reddito e sulle caratteristiche del sistema fiscale [Freire-Seren e Panades 2008]. In pratica, l'impatto dell'evasione sulla redistribuzione può essere valutato solo attraverso un'analisi empirica che consenta di simulare per ogni contribuente il reddito evaso e il prelievo che ne conseguirebbe. Per esempio Fiorio e D'Amuri [2005], avendo stimato un'evasione positiva anche per il reddito

⁹ Il valore aggiunto sommerso deriva dalla stima della ricchezza non dichiarata, ma questa ricchezza non coincide con la base imponibile fiscale.

da lavoro dipendente per i primi decili di reddito, mostrano che se nel 2000 i lavoratori dipendenti avessero dichiarato il loro vero reddito la disuguaglianza dei redditi netti sarebbe aumentata e la redistribuzione diminuita.

Un tentativo apparentemente meno ambizioso, ma comunque non privo di interesse, è quello di valutare come l'evasione modifichi l'effettiva capacità di redistribuzione del sistema fiscale. In questo caso ci si chiede: che differenza c'è fra il grado di redistribuzione e di progressività apparente e quello *effettivamente* conseguito dal sistema fiscale? Per rispondere a questa domanda bisogna ricalcolare l'indice di Kakwani tenendo presente che, a parità di carico fiscale individuale, i redditi veri sono diversi da quelli dichiarati (e quindi è diverso il grado di disuguaglianza dei redditi prima delle imposte) e che anche l'ordinamento dei redditi (e quindi il grado di concentrazione del prelievo fiscale) potrebbe essere modificato.

È piuttosto evidente che questo tipo di confronto dipende innanzitutto dalla (dis)omogeneità dell'evasione. Se in Italia ogni contribuente evadesse la stessa quota del proprio reddito, allora il grado di disuguaglianza (relativa) dei redditi veri e di quelli dichiarati sarebbe uguale, l'ordinamento non sarebbe modificato e non muterebbe il valore dell'indice di Kakwani. Ma le cose non sono così semplici. Gli studi empirici ci dicono, infatti, che l'evasione varia al variare della tipologia di reddito, dell'area geografica di residenza, del settore di attività o di occupazione del contribuente e di molte altre variabili [Santoro 2011]. Le ragioni di queste differenze sono molteplici. Innanzitutto, il lavoratore autonomo o l'imprenditore viene tassato sulla base del reddito che egli dichiara al fisco mentre il lavoratore dipendente (e il percettore di redditi da capitale) viene tassato alla fonte. Ciò riduce le possibilità di evasione del reddito da lavoro dipendente ai casi di lavoro nero o grigio (cioè in parte non dichiarato). Inoltre, esiste una correlazione tra valori culturali, morali e sociali prevalenti nella comunità di appartenenza e propensione all'evasione cui consegue, ad esempio, una disomogeneità nella propensione all'evasione tra diverse zone del paese [Fiorio e Zanardi 2008]. Ancora, le possibilità di evasione per le imprese e per i lavoratori autonomi dipendono dalla struttura dell'attività che si conduce, dalle dimensioni dell'attività produttiva, eccetera.

L'impatto dell'evasione sulla disuguaglianza è quindi un problema da affrontare sul terreno empirico. A puro titolo di esempio, si considerino i dati resi noti dal Dipartimento delle finanze e riguardanti la distribuzione dei redditi e dell'Irpef per classi di reddito complessivo nel periodo di imposta 2007 [Ministero delle Finanze 2011].

In questo caso è possibile ricalcolare l'indice di Kakwani per classi di reddito. Ovviamente, trattandosi di dati raggruppati per classi, anziché individuali, il valore di questo indice non è immediatamente confrontabile con quello riportato nella tab. 11.3. Tuttavia, l'approssimazione ottenuta è accettabile, posto che l'indice di Kakwani valutato per classi di reddito nel 2007 risulta pari al 22,82%. In questo caso, tuttavia, siamo interessati, più che al valore assoluto, alla variazione di questo indice quando si formulano delle ipotesi sui redditi evasi. Ad esempio, se assumessimo, coerentemente con le stime di Marino e Zizza [2008], che l'evasione del reddito da lavoro dipendente è nulla e quella del reddito da lavoro autonomo o d'impresa è pari al 56% del reddito vero, l'indice di Kakwani, sempre calcolato per classi, diminuirebbe in termini relativi di poco meno del 10%¹⁰. In questo semplice esempio, tale riduzione è dovuta semplicemente al fatto che il reddito «vero», cioè quello ottenuto aumentando il reddito da lavoro autonomo e da impresa per la presenza di un 56% di reddito evaso, si distribuisce in modo più iniquo rispetto al reddito dichiarato¹¹.

6. Conclusioni

Quanto hanno influito le riforme fiscali nel corso degli ultimi decenni in Italia sulla distribuzione dei redditi disponi-

¹⁰ Più precisamente, l'indice di Kakwani calcolato sui redditi medi dichiarati è pari al 22,8%, mentre quello calcolato sui redditi veri (presunti) è pari al 20,7%, con una riduzione in termini assoluti di 2,1 punti percentuali che rappresenta il 9,1% del valore apparente dell'indice di Kakwani.

¹¹ Infatti l'ordinamento ottenuto con il reddito medio vero per classi è lo stesso ottenuto con il reddito medio dichiarato, e quindi il coefficiente di concentrazione delle imposte è il medesimo. È quindi solo il grado di disuguaglianza nella distribuzione del reddito vero «pre-imposte» che peggiora, in quanto esiste una correlazione positiva tra la quota di reddito da lavoro autonomo o d'impresa sul reddito complessivo dichiarato e il livello medio di tale reddito.

bili individuali? A nostro modo di vedere, poco. Le riforme cui abbiamo assistito a partire dai primi anni novanta hanno avuto impatti modesti sulla redistribuzione e la progressività complessiva, se si eccettua una qualche maggiore tutela ed esenzione per l'area della povertà ed un'accentuazione delle aliquote marginali effettive per i redditi medi. Hanno spesso reso più complessa la struttura dell'Irpef, rendendone meno chiari i principi ispiratori, ma non hanno alterato in maniera rilevante, almeno da un punto di vista aggregato, la distribuzione del reddito e quindi la disuguaglianza.

Altre riforme, a partire da quelle che hanno introdotto una maggiore flessibilità sul mercato del lavoro che spesso hanno penalizzato il reddito prima delle imposte dei contribuenti più giovani, sembrano aver avuto un ruolo più rilevante. Una seria lotta all'evasione fiscale potrebbe giocare un ruolo significativo per alterare le disuguaglianze attualmente presenti, ma guardando retrospettivamente agli ultimi decenni, non possiamo certo concludere che il problema della lotta all'evasione sia stato convintamente e coerentemente affrontato dai responsabili delle politiche pubbliche.

CAPITOLO DODICESIMO

DISUGUAGLIANZE NELL'ACCESSO AL WELFARE

Testo in arrivo

Questo capitolo è di David Benassi, Università di Milano-Bicocca.

DISUGUAGLIANZE E SALUTE

1. *Introduzione*

In questo capitolo l'obiettivo che ci proponiamo è quello di fornire alcune prime evidenze sull'evoluzione delle disuguaglianze nella salute, una delle principali dimensioni del benessere individuale, accanto all'istruzione e alle disponibilità economiche. Comprendere le dinamiche delle disuguaglianze nella salute è importante perché aiuta ad avere un quadro più completo dell'evoluzione delle disuguaglianze a livello individuale. A dispetto di tale importanza, tuttavia, di come si sono evolute nel tempo le disuguaglianze nella salute sappiamo troppo poco, soprattutto nel caso dell'Italia. In termini generali, ci sono almeno quattro «fatti stilizzati» che emergono dalla letteratura internazionale in merito alle disparità nella salute. Primo, la cattiva salute si accompagna molto spesso ad altre dimensioni di disagio sociale, come un livello di istruzione relativamente basso (con tutto quello che ciò comporta in termini di partecipazione attiva alla vita sociale) e la mancanza di un lavoro stabile (che si associa ad un reddito relativamente basso, con conseguenze evidenti in termini di consumi, anche di servizi sanitari). Queste relazioni – evidenziate nella letteratura internazionale sulle «determinanti sociali» della salute e fondate sull'idea che vi sia un nesso causale tra il disagio sociale e la salute – trovano conferma anche nei pochi studi sul tema oggi disponibili per il nostro paese [per esempio, Vannoni 2009]. Anche in Italia, infatti, la salute migliora, per esempio, al crescere dell'istruzione, mentre peggiora al peggiorare delle condizioni sul mercato del lavoro e con il disagio abitativo. Secondo, sempre sulla base

Questo capitolo è di Cinzia Di Novi, Università del Piemonte Orientale, Massimiliano Piacenza e Gilberto Turati, Università di Torino.

della letteratura internazionale, sappiamo che le disuguaglianze nella salute sono diverse per definizioni diverse di «salute». Per esempio, Wagstaff [2002] suggerisce che le disuguaglianze sono maggiori quando si considerano misure «oggettive» – ad esempio la presenza di una qualche malattia, la valutazione della salute da parte di un medico, la presenza di un qualche fattore di rischio – rispetto a misure «autopercepite», ovvero autovalutazioni individuali del proprio stato di salute. Si tratta di un risultato che sembra suggerire (in modo non sorprendente) come i più fragili dal punto di vista della salute (che sono anche i più poveri e meno istruiti, per quel che si è detto sopra) non riescano a valutare correttamente il proprio stato di salute effettivo: credono di star meglio rispetto ad una valutazione oggettiva. Terzo, le disuguaglianze nella salute sono diverse in momenti della vita diversi: per esempio, considerando gli Stati Uniti, Deaton e Paxson [1998] mostrano come le disuguaglianze siano maggiori durante la vita lavorativa di un individuo e più contenute durante la fase di formazione e di quiescenza. Questo risultato sembra indicare che la salute potrebbe influenzare maggiormente il reddito individuale durante la fase di vita attiva. Un'altra possibile interpretazione riguarda il ruolo delle politiche pubbliche di tutela della salute: negli Stati Uniti la copertura pubblica è estesa in modo universale solo dopo i 65 anni, con lo schema *Medicare*; proprio tale copertura pubblica di stampo universalistico potrebbe contribuire ad attenuare le disuguaglianze, garantendo un più equo accesso ai servizi sanitari. Infine, a rafforzare quest'ultima interpretazione, le disuguaglianze nella salute sono diverse tra paesi diversi: Van Doorslaer *et al.* [1997] mostrano, per esempio, come le disparità siano più pronunciate in paesi come gli Stati Uniti e il Regno Unito e più contenute in Svezia e in Finlandia, un risultato che sembra suggerire come modelli di welfare più liberali conducano a maggiori disuguaglianze rispetto a modelli di tipo socialdemocratico.

Come detto sopra, nella letteratura internazionale, l'Italia è spesso risultata assente nella comparazione dello stato di salute fra paesi, soprattutto per la mancanza di archivi statistici che contengano contemporaneamente informazioni sulla salute e sulle condizioni socioeconomiche degli individui (in particolare il reddito). L'Italia compare nelle analisi più recenti sulla disu-

guaglianza nell'accesso ai servizi sanitari, che sono certamente legati alle disuguaglianze in termini di salute, ma non sono la stessa cosa. Aldilà delle poche evidenze già ricordate, non sappiamo quindi granché sull'evoluzione nel tempo delle disuguaglianze nella salute. Una mancanza che lascia aperte domande importanti per riformare le politiche pubbliche di tutela della salute. Per esempio, che cosa è successo alle disuguaglianze a livello regionale e a livello individuale dopo l'introduzione del Servizio Sanitario Nazionale nel 1978, che fin dalla sua creazione aveva un chiaro obiettivo equitativo? Che effetto hanno avuto (e potranno avere in futuro) le politiche di contenimento della spesa? In particolare, qual è stato l'impatto della riduzione del finanziamento della sanità pubblica nella prima metà degli anni '90? Nel seguito del lavoro proviamo a fornire alcune prime evidenze per cercare di offrire qualche pista interpretativa su questi diversi temi. In particolare, nel paragrafo 2 esaminiamo l'evoluzione nel tempo di alcune misure di salute a livello nazionale e regionale accanto all'evoluzione delle risorse pubbliche per la sanità. Nel paragrafo 3 discutiamo le caratteristiche delle banche dati disponibili per un'analisi delle disuguaglianze nella salute a livello individuale e presentiamo alcuni primi risultati sull'evoluzione delle disuguaglianze. Il paragrafo 4 conclude brevemente il lavoro.

2. *Disuguaglianze e salute a livello regionale*

2.1. *La salute «media» degli italiani*

Prima di chiederci che cosa è successo alle disuguaglianze nella salute, una questione preliminare da affrontare è quella relativa all'andamento della salute «media» nel nostro paese. In altre parole, se si guarda ai dati aggregati a livello nazionale, gli italiani stanno meglio o peggio oggi rispetto al passato? Per poter rispondere a questa domanda è necessario individuare delle misure dello stato di salute di una popolazione nel suo complesso. La salute è stata definita dall'Organizzazione Mondiale della Sanità (Oms) come «uno stato di completo benessere fisico, mentale e sociale e non consiste soltanto in un'assenza di malattia o di infermità», ma trovare degli indicatori di salute

che soddisfino questa definizione è complicato. In generale, si ricorre quindi a variabili legate all'assenza di salute (la presenza di malattie), a misure di mortalità e di speranza di vita, oppure a variabili che misurano fattori di rischio per la salute. Nel caso dell'Italia, sono disponibili a livello aggregato diversi indicatori di questo tipo per un arco temporale sufficientemente lungo, quali la speranza di vita a varie età (sebbene manchino informazioni sulla speranza di vita corretta per la disabilità, una misura che considera la «qualità» della vita oltre che la sua lunghezza attesa), la mortalità associata a diverse patologie, differenti fattori di rischio. Tutte queste misure sono raccolte nel database Health for All, disponibile gratuitamente sul sito web dell'Istat. È da questo database che abbiamo selezionato alcune variabili per fornire una rappresentazione della salute degli italiani: la speranza di vita alla nascita, il tasso di mortalità infantile, il tasso (standardizzato) di mortalità per tumori e per malattie circolatorie (due tra le prime cause di morte nel nostro paese), la percentuale di persone obese (un tipico indicatore di rischio, sia per l'insorgenza di tumori, sia per le malattie dell'apparato cardio-circolatorio). Sulla base di queste misure «oggettive» della salute, comunemente utilizzate in letteratura per valutare le popolazioni nel loro insieme, la risposta è inequivocabile: indipendentemente dalla variabile utilizzata, gli italiani oggi stanno meglio rispetto al passato; tuttavia, sono peggiorati nel tempo, un po' come in tutto il mondo, i rischi legati all'obesità (anche se l'Italia resta molto distante da paesi come gli Stati Uniti, dove l'obesità è un problema sociale di particolare rilevanza).

Una prima misura per valutare la salute di una popolazione è la speranza di vita alla nascita: nella figura 13.1, che considera le donne (ma il fenomeno è analogo per gli uomini), si nota una crescita relativamente costante dell'aspettativa di vita da 77 anni nel 1980 a 84 anni nel 2007, con un guadagno di circa tre mesi ogni anno. Nel caso degli uomini, lungo il medesimo arco temporale si è passati da 70 a oltre 78, con un guadagno ancora più consistente, che tuttavia lascia aperta la forbice nei confronti delle donne. Una seconda misura – chiaramente correlata alla precedente – è il tasso di mortalità infantile, una «misura» di mortalità evitabile dal momento che considera i decessi entro il primo anno di età in rapporto ai nati vivi.

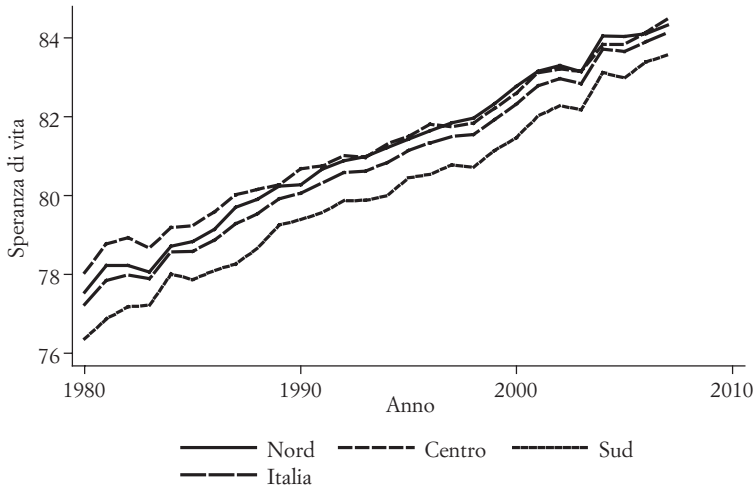


FIG. 13.1. Speranza di vita alla nascita delle donne.

Fonte: Istat, *Health for All*.

Come si nota dalla figura 13.2, la mortalità infantile si è più che dimezzata nel nostro paese tra il 1990 e il 2005, passando da oltre 80 decessi ogni 10.000 nuovi nati a meno di 40. Per quanto riguarda i tassi di mortalità, abbiamo scelto come cause di morte i tumori e le malattie del sistema cardio-circolatorio, che rappresentano le principali cause di decesso nel nostro paese. Dalle figure 11.3 e 11.4 (che considerano, come in precedenza, le donne; di nuovo, la situazione è analoga per gli uomini) è evidente un miglioramento di entrambi gli indicatori, anche se i tassi di mortalità per malattie circolatorie si sono ridotti in misura maggiore (i dati si fermano al 2003 per via delle modifiche nella codifica delle cause di morte effettuata dall'Istat). Per quanto riguarda i tumori, l'indice si è ridotto da 22 (ogni 10.000 abitanti) nel 1990 a 20 nel 2003 (nel caso degli uomini, lo stesso indicatore è passato da 44 a 39). Per quanto concerne le malattie del sistema circolatorio, si è passati da 48 decessi (ogni 10.000 abitanti) a 35 nello stesso arco temporale (per gli uomini, da 66 a 49). Infine, considerando un fattore di rischio come l'obesità, dalla figura 13.5 è evidente il peggioramento tra il 1994 e il 2000 (anni fra i quali non ci sono rilevazioni disponibili) e, successivamente, durante tutti

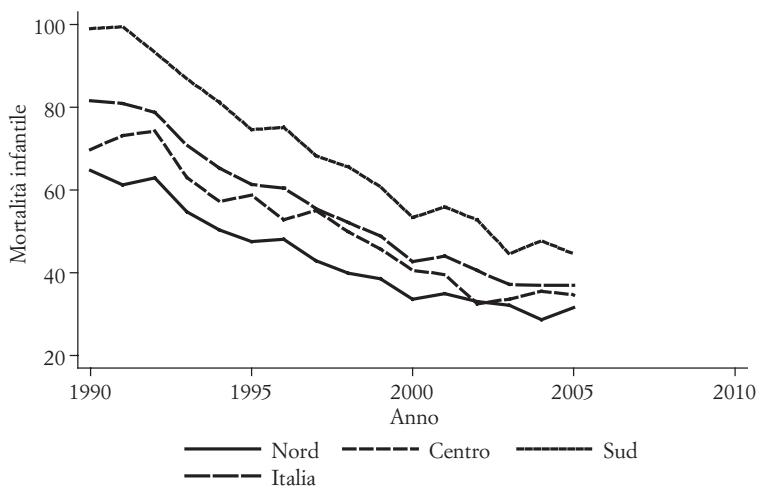


FIG. 13.2. Tasso di mortalità infantile (decessi di età 0 anni per 10.000 nati vivi).
 Fonte: Istat, *Health for All*.

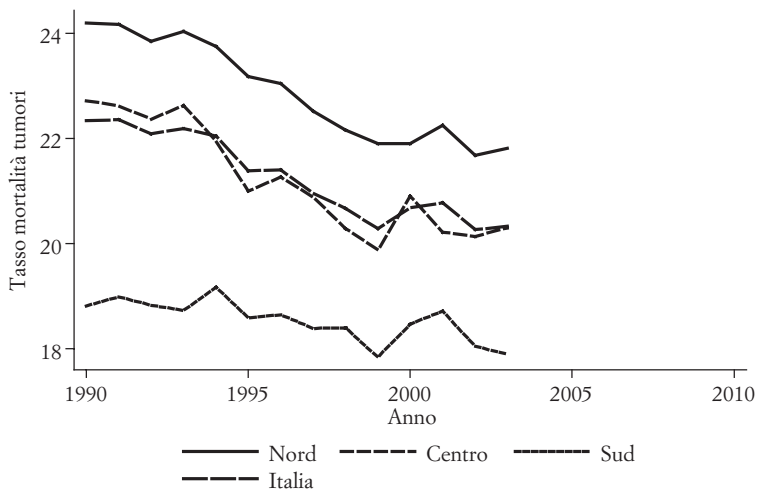


FIG. 13.3. Tasso di mortalità standardizzato tumori (donne).
 Fonte: Istat, *Health for All*.

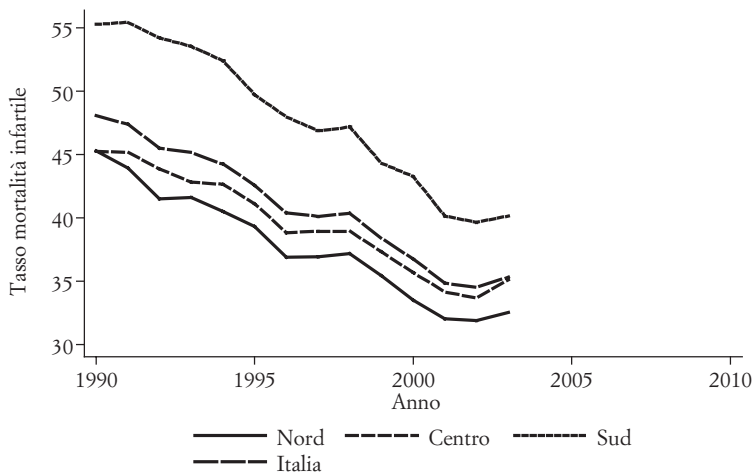


FIG. 13.4. Tasso di mortalità standardizzato malattie del sistema circolatorio (donne).

Fonte: Istat, *Health for All*.

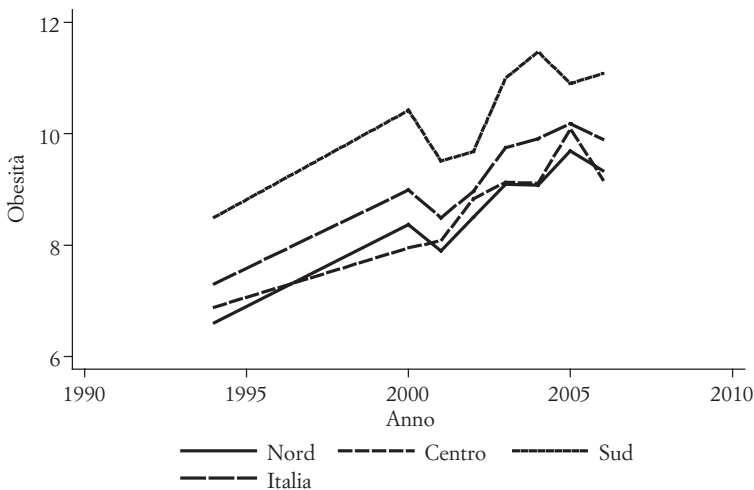


FIG. 13.5. Percentuale di persone obese con 18 e più anni.

Fonte: Istat, *Health for All*.

gli anni 2000. In particolare, la percentuale di persone maggiori di 18 anni obese è passata dal 7% nel 1994 al 9% nel 2000, per raggiungere il 10% nel 2007. Come si è detto, è evidente il peggioramento dei rischi a livello aggregato, ma la quota di popolazione a rischio resta sensibilmente inferiore rispetto ad un paese come gli Stati Uniti, dove alla fine del primo decennio degli anni 2000 risulta obesa quasi una persona su tre.

2.2. La variabilità regionale e le risorse per la sanità pubblica

Accanto alla media nazionale, le figure da 13.1 a 13.5 riportano anche la variabilità fra le tre macroregioni che caratterizzano il paese: Nord, Centro e Mezzogiorno. Come si può notare, per tutti gli indicatori, il trend della media nazionale è replicato dai trend delle macroaree: la salute migliora dovunque, così come peggiorano dovunque i rischi associati all'obesità. Semmai le differenze, che appaiono marcate, emergono nel livello degli indicatori, un segnale questo di disuguaglianze nella salute fra le diverse aree del paese. La situazione del Mezzogiorno è peggiore rispetto a quella fatta registrare nelle altre aree del paese se consideriamo quattro dei cinque indicatori presi in esame: l'aspettativa di vita alla nascita (sia per le donne, in figura, sia per gli uomini), la mortalità infantile, la mortalità per malattie del sistema circolatorio (anche in questo caso, sia per le donne sia per gli uomini), i rischi derivanti dall'obesità. Solo la mortalità per tumori è più bassa nel Mezzogiorno rispetto al Centro-Nord.

Una semplice osservazione delle figure da 13.1 a 13.5 non è tuttavia sufficiente per derivare indicazioni precise sull'evoluzione delle disuguaglianze nel tempo. Per poter dire qualcosa di più abbiamo quindi calcolato il coefficiente di variazione dei vari indicatori, una misura di variabilità che consente di confrontare indicatori diversi. Da questa analisi emergono alcune interessanti osservazioni: la prima è che la variabilità risulta maggiore per indicatori come la mortalità infantile, la mortalità per tumori e per malattie del sistema circolatorio, ma anche per un fattore di rischio come l'obesità, rispetto ad una variabile come la speranza di vita alla nascita. Per avere un'idea delle differenze, mentre il coefficiente di variazione della

speranza di vita scende rapidamente al di sotto dell'1%, nel caso degli altri indicatori la stessa misura si attesta sopra il 20% per la mortalità infantile e tra il 10 e il 20% per la mortalità per tumori e per malattie del sistema circolatorio, così come per la prevalenza dell'obesità. Questi numeri ci dicono che le disuguaglianze fra regioni sono maggiori nel caso della mortalità infantile rispetto a tutti gli altri indicatori; e dalla figura 13.2 è chiaro lo svantaggio di nascere nel Mezzogiorno rispetto al Centro-Nord. La seconda osservazione è che la variabilità tra regioni si è ridotta sostanzialmente per tutti gli indicatori, ad eccezione proprio della mortalità infantile, che mostra un trend in crescita. In particolare, per questo indicatore, si è passati dal 22% del 1990 al 25% del 2005, con un picco del 36% nel 2002. Poiché la mortalità infantile è considerata un tipico indicatore di «mortalità evitabile» (soprattutto nella componente neonatale, spesso legata a fattori organizzativi nell'assistenza al parto), c'è il forte sospetto che le differenze nella gestione della sanità regionale siano andate peggiorando nel tempo.

Questa variazione nel tempo delle disuguaglianze a livello «macro» pone delle domande sulle cause del fenomeno: che cosa spiega il mutamento osservato? Naturalmente il nostro compito qui è ben lungi dal rispondere a questa domanda. Possiamo semmai provare a proporre delle piste di riflessione; ed una pista lungo la quale è bene riflettere riguarda il ruolo del Servizio Sanitario Nazionale nella riduzione delle disuguaglianze. Come è noto, a partire dal 1978 il sistema di mutue che caratterizzava la sanità italiana è stato sostituito da uno schema universalistico pubblico con un chiaro favore per l'equità. La legge 833/78 recita che «il Servizio Sanitario Nazionale è costituito dal complesso delle funzioni, delle strutture, dei servizi e delle attività destinati alla promozione, al mantenimento ed al recupero della salute fisica e psichica di tutta la popolazione senza distinzione di condizioni individuali o sociali e secondo modalità che assicurino l'uguaglianza dei cittadini nei confronti del servizio». A partire da questa impostazione sembra lecito chiedersi se la spesa pubblica per la salute, come nel caso degli Stati Uniti con il programma *Medicare*, abbia effettivamente contribuito a ridurre le disuguaglianze oppure abbia agito in direzione opposta. Come già ricordato, una risposta è ancora lontana. Ma un «fatto stilizzato» è bene tenerlo presente: come

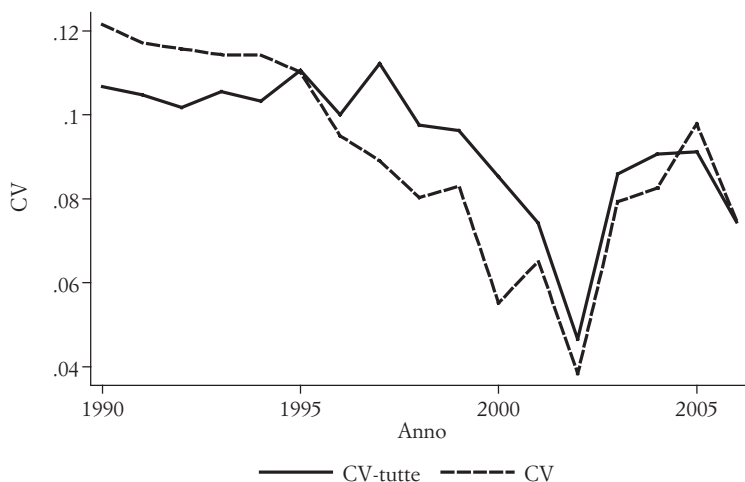


FIG. 13.6. Coefficiente di variazione infraregionale della spesa sanitaria pubblica pro capite.

Fonte: Nostre elaborazioni su dati Istat, *Health for All*.

mostra la figura 13.6, il coefficiente di variazione infraregionale della spesa sanitaria pubblica pro capite si è ridotto tra il 1990 e il 2002, per poi riprendere a salire e di nuovo a scendere successivamente, sia considerando tutte le regioni, sia guardando alle sole regioni a statuto ordinario (più correttamente, date le regole di finanziamento della sanità italiana). In altre parole, alla variazione delle disuguaglianze nella salute discussa in precedenza – in particolare, al peggioramento delle disuguaglianze nella «mortalità evitabile» misurata dalla mortalità infantile – si è affiancata una riduzione della disuguaglianza nella spesa pubblica pro capite regionale. Non possiamo dire con certezza se tali evidenze siano in una qualche relazione, ma questi sono i fatti. Una possibile interpretazione potrebbe essere che alla riduzione delle differenze di spesa fra regioni non è corrisposto un recupero delle distanze nella «mortalità evitabile» poiché è peggiorata l'efficienza nella gestione della spesa, in modo particolare nelle regioni del Mezzogiorno¹. Che

¹ Qualche evidenza empirica a supporto di tale argomentazione è riscontrata in Piacenza e Turati [2010].

cosa è accaduto invece sul fronte delle disuguaglianze a livello individuale è l'oggetto del prossimo paragrafo.

3. Disuguaglianze e salute a livello individuale

3.1. I dati per l'analisi delle disuguaglianze a livello individuale

Come ricordato in precedenza, l'Italia è stata per lo più esclusa dagli studi comparativi internazionali sulla disuguaglianza nella salute a livello individuale per la mancanza di archivi statistici che unissero informazioni sullo stato di salute e informazioni sulle condizioni socioeconomiche famigliari, in particolare il reddito. In questo lavoro si tenta di compiere qualche primo passo nella direzione dell'analisi delle disuguaglianze di salute individuali utilizzando i microdati dell'indagine «Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari» condotta dall'Istat, integrandoli con i microdati forniti dalla Banca d'Italia sul reddito delle famiglie italiane. L'indagine «Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari» appartiene al sistema di indagini Multiscopo dell'Istat ed è realizzata con cadenza quinquennale, tramite intervista diretta ad un campione di famiglie distribuite su tutto il territorio nazionale. Al fine di fornire una fotografia dell'evoluzione nel tempo delle disuguaglianze, si è deciso di utilizzare tutti gli anni dell'indagine al momento disponibili: 1990-1991, 1994-1995, 1999-2000, 2004-2005. Si tratta naturalmente di campioni diversi, con problemi di confrontabilità lungo diverse dimensioni. Per esempio, al fine di consentire stime regionali più consistenti, a partire dal 1999-2000 la dimensione campionaria dell'indagine, che inizialmente comprendeva circa 24.000 famiglie, è stata notevolmente ampliata: oggi ne include 60.000 per un totale di circa 140.000 individui intervistati. Il questionario è organizzato in tre parti: una prima parte riguardante informazioni sull'individuo, una seconda parte relativa alla famiglia di appartenenza e una terza parte contenente alcune variabili create dai ricercatori (e non rilevate direttamente). Per una parte dei quesiti le informazioni contenute nell'archivio sono raccolte presso il domicilio delle famiglie-campione con intervista diretta. Quando l'individuo non è disponibile all'intervista perché

assente o perché in condizione particolari (bambini o anziani non autosufficienti) le informazioni sono fornite da un altro componente della famiglia, contraddistinguendo tali risposte da quelle dirette. Per la parte dei quesiti che riguarda lo stato di salute individuale, lo stato di salute percepita e le malattie croniche, le informazioni sono fornite direttamente dagli individui, senza assistenza da parte dell'intervistatore. La banca dati raccoglie informazioni dettagliate sullo stato di salute degli italiani, sulla presenza di malattie croniche, sul ricorso ai servizi medico-sanitari e socio-assistenziali, sui fattori di rischio per la salute e sui comportamenti di prevenzione, non necessariamente coincidenti fra le indagini condotte in anni differenti. Inoltre, sono presenti informazioni demografiche e relative alle caratteristiche socioeconomiche degli intervistati.

L'indagine «Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari» non contiene tuttavia informazioni sul reddito delle famiglie. Pertanto, per arrivare ad un archivio utilizzabile ai fini dell'analisi delle disuguaglianze nella salute, è stato necessario integrare la banca dati Istat ricorrendo alla «Indagine sui bilanci delle famiglie italiane» (nota come Shiw, dall'inglese *Survey on Households Income and Wealth*) della Banca d'Italia, che contiene informazioni sul reddito e sulla ricchezza delle famiglie. La Banca d'Italia ha condotto la Shiw annualmente dal 1965 al 1987 (eccetto che per il 1985). Dal 1987 la cadenza è biennale (eccetto che per il 1998) e riguarda un campione rappresentativo di circa 8.000 famiglie e 24.000 individui. Oltre alla rilevazione dettagliata dei redditi e della ricchezza delle famiglie italiane, la Shiw fornisce informazioni sulle caratteristiche personali di ciascun membro della famiglia quali, ad esempio, età, sesso, stato civile, grado di istruzione, professione, regione di residenza. Nel presente lavoro si utilizzano i dati sulle caratteristiche personali e sul reddito totale della famiglia per gli anni 1991, 1993, 1995, 1998, 2000, 2002, 2004 e 2006 considerando come unità d'analisi l'individuo. L'archivio integrato Istat-Banca d'Italia (che include il reddito accanto alle informazioni sulla salute) è stato creato sfruttando le informazioni demografiche e socioeconomiche presenti in entrambe le indagini attraverso la tecnica del *Propensity Score Matching*, una metodologia statistica che consente di associare individui presenti in archivi diversi con caratteristiche simili.

Una volta costruito l'archivio integrato, l'obiettivo è quello di analizzare come lo stato di salute individuale sia influenzato da caratteristiche demografiche quali sesso, età e area geografica e da variabili socioeconomiche quali istruzione e reddito. Per quanto riguarda l'età sono state individuate cinque differenti classi: 1) inferiore ai 30 anni; 2) tra 30 e 40 anni; 3) tra 40 e 50 anni; 4) tra 50 e 65 anni; 5) oltre i 65 anni. Con riferimento all'istruzione, si è adottato il sistema internazionale di classificazione standard del grado di istruzione (*International standard classification of education*, Isced) rivisto nel 1997. Isced è strutturato in 6 livelli: Isced 0 (istruzione pre-elementare); Isced 1 (istruzione elementare); Isced 2 (istruzione secondaria-inferiore); Isced 3 (istruzione secondaria-superiore); Isced 4 (istruzione post-diploma); Isced 5 (istruzione universitaria); Isced 6 (istruzione post-laurea). Al fine di uniformare le indagini «Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari» 1999-2000 e 2004-2005 con le indagini 1990-1991 e 1994-1995 (in cui non c'era alcuna distinzione tra istruzione universitaria e post-universitaria), i livelli Isced 5 e Isced 6 sono stati uniti in un'unica classe. Sono stati quindi considerati cinque livelli di istruzione: 1) laurea (corrispondente alla laurea ed eventuale istruzione post-laurea); 2) diploma (corrispondente al diploma di scuola media superiore); 3) licenza media (corrispondente al diploma di scuola media inferiore); 4) primario (corrispondente alla licenza elementare); 5) nessun titolo di studio. Infine, seguendo la classificazione Shiw, sono state considerate le seguenti sette classi di reddito: 1) oltre 70.000 euro; 2) 50-70.000 euro; 3) 30-50.000 euro; 4) 15-30.000 euro; 5) 10-15.000 euro; 6) 7.500-10.000; 7) inferiore ai 7.500 euro. Per reddito si intende il reddito disponibile individuale (somma di reddito da lavoro dipendente, reddito da pensioni e trasferimenti, reddito da lavoro autonomo e impresa e reddito da capitale). Il reddito espresso in lire fino all'anno 2000 è stato trasformato in euro.

Naturalmente, anche a livello individuale, è necessario trovare una qualche misura di «salute». Una prima possibilità è quella di chiedere direttamente agli individui di valutare la propria salute, costruendo quello che in letteratura viene definito un indicatore di salute «percepita». Per quanto gli individui possano sbagliare nel valutare la propria salute, molti studi rivelano come la salute percepita risulti altamente correlata alla mortalità, alla

morbilità e ad altre misure oggettive e indici complessi di salute, come le limitazioni funzionali [Idler e Benjamini 1997; Kennedy *et al.* 1998]. Nel caso dell'indagine Istat, la salute percepita è stata inferita impiegando un indicatore di benessere/malessere psicofisico misurato su una scala ordinale a cinque posizioni, dove 1 indica lo stato di salute peggiore e 5 il migliore. Il quesito è quello raccomandato dall'Oms: alla domanda «Come va in generale la sua salute?» l'intervistato risponde esprimendo un giudizio con una scala verbale a cinque valori (molto male, male, discretamente, bene, molto bene). Data l'assenza di equidistanza tra le cinque posizioni, come suggerisce la letteratura in materia, è stata costruita una variabile binaria «sano/malato» con valore 0 se l'intervistato ha dichiarato di godere di salute molto buona, buona o discreta e 1 se il paziente ha riportato che la sua salute percepita è sufficiente o scarsa [O'Donnell *et al.* 2008]. Accanto ad una misura di salute percepita, abbiamo considerato anche misure più oggettive di assenza di salute. In particolare, per studiare la morbilità cronica, nell'indagine «Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari» è stata sottoposta agli intervistati una lista pre-codificata di malattie. Per le ragioni ricordate sopra a proposito della scelta del tasso standardizzato di mortalità per tumori e malattie del sistema cardiocircolatorio, sono state considerate due malattie croniche definite «gravi»: il tumore maligno (che include linfomi e leucemia) e l'infarto del miocardio. Infine, per avere anche a livello individuale una misura dei rischi per la salute, abbiamo utilizzato un indicatore legato all'indice di massa corporea (Imc) calcolato come rapporto tra il peso di un individuo, espresso in chilogrammi, e il quadrato della sua statura, espressa in metri: in base a quanto stabilito dall'Oms, gli individui che presentano un $Imc \geq 30$ kg/m² sono classificati come obesi. Come si è già evidenziato, l'obesità costituisce la causa o contribuisce all'aggravamento di molte patologie; inoltre, è spesso associata ad un cattivo stile di vita e ad una bassa percezione della propria salute.

3.2. *Alcuni primi risultati*

Una prima fotografia dell'evoluzione della dinamica delle disuguaglianze nella salute a livello individuale dal 1990 al

2005 è fornita nelle tabelle 13.1-13.3, che riportano il valore del coefficiente di variazione per i quattro indicatori considerati – salute percepita (individui malati), obesità, tumore maligno, infarto al miocardio – calcolato per ciascun anno, considerando sia il campione complessivo che disaggregazioni in base a caratteristiche demografiche (sesso, età, area geografica, tab. 13.1) e a variabili socioeconomiche (grado di istruzione, tab. 13.2; classi di reddito, tab. 13.3).

Guardando al campione totale, si evidenzia in primo luogo una variabilità fra individui molto più accentuata rispetto ai coefficienti di variazione calcolati a livello regionale, come è logico attendersi tenendo conto della dimensione microeconomica dell'analisi e dell'ampiezza dei campioni considerati. Dal punto di vista dell'evoluzione temporale, ad eccezione della salute percepita, per tutti gli altri indicatori emerge una riduzione delle disuguaglianze individuali nel tempo – più marcata nel caso della presenza di tumore (da 13,1 a 5,92) e di infarto (da 9,58 a 6,43) rispetto all'obesità (da 3,67 a 2,97) – un trend in linea con quanto discusso sopra riguardo la dinamica della variabilità regionale dei livelli di salute per indicatori analoghi misurati a livello macro. Per quanto riguarda la salute percepita, la dinamica delle disuguaglianze appare abbastanza piatta, con una leggera riduzione dal 1990 al 1994 (da 3,74 a 3,07) e un trend debolmente crescente nei due periodi successivi che riporta il coefficiente di variazione ad un valore pari a quello iniziale. È ragionevole presumere che la maggiore stabilità di questo indicatore rispetto agli altri tre possa derivare dalla sua natura soggettiva, ovvero dal fatto che la valutazione venga espressa dagli individui intervistati sulla base di una percezione relativa del proprio stato di salute e che quindi sia fortemente influenzata dal contesto di riferimento. D'altro canto, è bene tenere presente che la dinamica media generale delle disuguaglianze appena discussa è il risultato di un'evoluzione delle differenze fra i livelli di salute che può essersi manifesta con tratti distinti a seconda del tipo di individui a cui ci si riferisce. Per tale ragione, al fine di verificare l'esistenza di possibili trend differenziati, l'analisi è stata anche condotta a livello disaggregato per classi demografiche e socioeconomiche.

Le caratteristiche demografiche considerate sono sesso, classe di età e area geografica di provenienza. Non emergono

TAB. 13.1. Coefficiente di variazione dei livelli individuali di salute per caratteristiche demografiche

	1990				1994				2000				2005			
Campione totale	Malato	3,74		Malato	3,07		Malato	3,40		Malato	3,40		Malato	3,78		
	Obeso	3,67		Obeso	3,43		Obeso	3,06		Obeso	3,06		Obeso	2,97		
	Tumore	13,1		Tumore	9,98		Tumore	7,95		Tumore	7,95		Tumore	5,92		
	Infarto	9,58		Infarto	6,76		Infarto	6,98		Infarto	6,98		Infarto	6,43		
Donne	Malato	3,52		Malato	2,90		Malato	3,17		Malato	3,17		Malato	3,51		
	Obeso	4,02		Obeso	3,69		Obeso	3,30		Obeso	3,30		Obeso	3,18		
	Tumore	12,35		Tumore	8,58		Tumore	7,15		Tumore	7,15		Tumore	5,33		
	Infarto	15,57		Infarto	9,14		Infarto	9,36		Infarto	9,36		Infarto	9,14		
Uomini	Malato	3,94		Malato	3,21		Malato	3,59		Malato	3,59		Malato	4,05		
	Obeso	3,46		Obeso	3,28		Obeso	2,91		Obeso	2,91		Obeso	2,82		
	Tumore	13,79		Tumore	11,54		Tumore	8,75		Tumore	8,75		Tumore	6,57		
	Infarto	7,93		Infarto	5,86		Infarto	6,04		Infarto	6,04		Infarto	5,40		
<i>Classi di età</i> 1) < 30 anni	Malato	9,65		Malato	9,52		Malato	8,82		Malato	8,82		Malato	12,47		
	Obeso	7,39		Obeso	7,21		Obeso	5,80		Obeso	5,80		Obeso	5,82		
	Tumore	33,34		Tumore	30,77		Tumore	23,22		Tumore	23,22		Tumore	19,29		
	Infarto	-		Infarto	53,36		Infarto	53,26		Infarto	53,26		Infarto	98,47		
2) 30-40 anni	Malato	7,72		Malato	7,11		Malato	7,58		Malato	7,58		Malato	9,73		
	Obeso	4,70		Obeso	4,40		Obeso	4,13		Obeso	4,13		Obeso	3,96		
	Tumore	22,76		Tumore	18,26		Tumore	16,71		Tumore	16,71		Tumore	13,88		
	Infarto	34,78		Infarto	22,16		Infarto	25,75		Infarto	25,75		Infarto	30,91		
3) 40-50 anni	Malato	5,18		Malato	4,95		Malato	5,50		Malato	5,50		Malato	6,69		
	Obeso	3,44		Obeso	3,39		Obeso	3,09		Obeso	3,09		Obeso	3,08		
	Tumore	15,33		Tumore	12,31		Tumore	10,87		Tumore	10,87		Tumore	8,89		
	Infarto	17,31		Infarto	12,46		Infarto	13,60		Infarto	13,60		Infarto	14,56		

4) 50-65 anni	Malato	3,18	Malato	2,66	Malato	3,30	Malato	3,91
	Obeso	2,85	Obeso	2,71	Obeso	2,44	Obeso	2,42
	Tumore	10,26	Tumore	8,64	Tumore	6,64	Tumore	5,09
	Infarto	7,68	Infarto	5,67	Infarto	6,25	Infarto	6,08
5) > 65 anni	Malato	1,82	Malato	1,57	Malato	1,86	Malato	2,04
	Obeso	3,04	Obeso	2,93	Obeso	2,68	Obeso	2,55
	Tumore	8,18	Tumore	6,14	Tumore	5,26	Tumore	3,79
	Infarto	4,73	Infarto	3,67	Infarto	3,99	Infarto	3,60
<i>Area geografica</i>								
Nord	Malato	3,86	Malato	3,53	Malato	3,98	Malato	4,22
	Obeso	3,99	Obeso	3,77	Obeso	3,27	Obeso	3,15
	Tumore	12,13	Tumore	9,58	Tumore	7,16	Tumore	5,35
	Infarto	10,52	Infarto	6,90	Infarto	7,32	Infarto	6,60
Centro	Malato	3,60	Malato	2,68	Malato	3,28	Malato	3,51
	Obeso	3,71	Obeso	3,40	Obeso	3,26	Obeso	3,09
	Tumore	13,57	Tumore	8,75	Tumore	7,54	Tumore	5,54
	Infarto	8,41	Infarto	6,35	Infarto	6,86	Infarto	6,38
Sud e Isole	Malato	3,67	Malato	2,80	Malato	2,96	Malato	3,47
	Obeso	3,26	Obeso	3,05	Obeso	2,77	Obeso	2,71
	Tumore	14,94	Tumore	12,01	Tumore	9,74	Tumore	7,49
	Infarto	9,27	Infarto	6,83	Infarto	6,67	Infarto	6,25

Fonte: Nostre elaborazioni su dati Istat – Multiscopo e Banca d'Italia – Shiw.

differenze di rilievo fra uomini e donne nella dinamica della disuguaglianza dei quattro indicatori rispetto a quanto rilevato per il campione totale, dal momento che per entrambi i gruppi è confermato il trend decrescente in relazione all'obesità e alla presenza di tumore e infarto e una sostanziale invarianza riguardo la salute percepita. Guardando alla dimensione dei coefficienti di variazione, l'unica differenza saliente è l'inversione del peso della disuguaglianza relativa all'infarto rispetto a quella del tumore, che nel caso delle donne risulta molto più elevata rispetto al campione totale e al gruppo degli uomini, come riflesso di una maggiore omogeneità della presenza di tale patologia fra gli individui di sesso maschile. In relazione all'età, sia la dimensione relativa sia la dinamica dei vari indicatori presentano qualche variazione in più fra le diverse classi. In particolare, in accordo con i risultati mostrati in Deaton e Paxson [1998], la disuguaglianza nella salute percepita è maggiore e manifesta una crescita significativa all'interno dei gruppi di individui più giovani (sotto i 50 anni) che, rispetto alle classi di età più elevata, sono più eterogenei in merito alle scelte di istruzione prima e successivamente di lavoro. Per gli altri indicatori è confermato il trend decrescente del coefficiente di variazione (a parte l'infarto per gli individui sotto i 30 anni, per il quale però non si osservano casi con valore pari ad 1 nell'anno iniziale), anche qui con valori più elevati e una dinamica più marcata al ridursi dell'età (in particolare, sotto i 40 anni). Da ultimo, confrontando la disuguaglianza fra aree geografiche, per tutti e tre i gruppi il quadro che emerge in termini di dinamica e di peso relativo dei tre indicatori oggettivi è analogo a quello evidenziato per il campione complessivo, con una leggera crescita della variabilità per la presenza di tumore (da 5,35 a 7,49 nel 2005) e una lieve riduzione di quella associata all'obesità (da 3,15 a 2,71 nel 2005) muovendosi da Nord a Sud, che è probabile riflettano differenze di contesto legate, in particolare, alle abitudini alimentari e alla qualità dell'ambiente in cui si vive. Merita inoltre notare come la salute percepita presenti un trend della disuguaglianza in lieve aumento per il gruppo degli individui del Nord (da 3,86 a 4,22), mentre è confermata la dinamica piatta per il Centro e per il Sud, con valori a fine periodo simili al 1990 e in linea con quelli discussi per il campione complessivo.

TAB. 13.2. Coefficiente di variazione dei livelli individuali di salute per grado di istruzione

Grado di istruzione	1990				1994				2000				2005			
	Malato	Obeso	Tumore	Infarto	Malato	Obeso	Tumore	Infarto	Malato	Obeso	Tumore	Infarto	Malato	Obeso	Tumore	Infarto
1) Laurea o dottorato	7,01	5,17	6,30	6,56	5,17	4,67	4,66	4,23	5,17	4,67	4,66	4,23	5,17	4,67	4,66	4,23
	5,48	12,97	8,92	6,58	4,29	12,97	8,92	6,58	4,29	12,97	8,92	6,58	4,29	12,97	8,92	6,58
	16,88	8,47	9,20	8,82	16,88	8,47	9,20	8,82	16,88	8,47	9,20	8,82	16,88	8,47	9,20	8,82
	13,99	5,01	5,85	6,39	13,99	5,01	5,85	6,39	13,99	5,01	5,85	6,39	13,99	5,01	5,85	6,39
2) Diploma	4,29	4,00	4,00	3,72	4,29	4,00	4,00	3,72	4,29	4,00	4,00	3,72	4,29	4,00	4,00	3,72
	15,00	9,37	9,37	6,99	15,00	9,37	9,37	6,99	15,00	9,37	9,37	6,99	15,00	9,37	9,37	6,99
	13,01	10,46	10,46	9,15	13,01	10,46	10,46	9,15	13,01	10,46	10,46	9,15	13,01	10,46	10,46	9,15
	2,90	4,65	4,68	4,60	2,90	4,65	4,68	4,60	2,90	4,65	4,68	4,60	2,90	4,65	4,68	4,60
3) Licenza media	2,91	4,20	3,20	2,91	2,91	4,20	3,20	2,91	2,91	4,20	3,20	2,91	2,91	4,20	3,20	2,91
	11,64	11,38	9,82	6,82	11,64	11,38	9,82	6,82	11,64	11,38	9,82	6,82	11,64	11,38	9,82	6,82
	7,32	10,18	9,51	7,55	7,32	10,18	9,51	7,55	7,32	10,18	9,51	7,55	7,32	10,18	9,51	7,55
	1,73	2,32	2,51	2,42	1,73	2,32	2,51	2,42	1,73	2,32	2,51	2,42	1,73	2,32	2,51	2,42
4) Licenza elementare	2,43	2,66	2,42	2,30	2,43	2,66	2,42	2,30	2,43	2,66	2,42	2,30	2,43	2,66	2,42	2,30
	7,88	7,73	6,24	4,49	7,88	7,73	6,24	4,49	7,88	7,73	6,24	4,49	7,88	7,73	6,24	4,49
	6,44	5,28	5,15	4,40	6,44	5,28	5,15	4,40	6,44	5,28	5,15	4,40	6,44	5,28	5,15	4,40
	1,42	1,36	1,57	2,00	1,42	1,36	1,57	2,00	1,42	1,36	1,57	2,00	1,42	1,36	1,57	2,00
5) Nessun titolo	2,16	2,48	2,29	2,36	2,16	2,48	2,29	2,36	2,16	2,48	2,29	2,36	2,16	2,48	2,29	2,36
	10,42	7,65	6,43	4,76	10,42	7,65	6,43	4,76	10,42	7,65	6,43	4,76	10,42	7,65	6,43	4,76
	4,74	3,86	4,24	4,38	4,74	3,86	4,24	4,38	4,74	3,86	4,24	4,38	4,74	3,86	4,24	4,38

Fonte: Nostre elaborazioni su dati Istat – Multiscopo e Banca d'Italia – Shiw.

La disaggregazione per variabili socioeconomiche offre un quadro più variegato, fornendo lo spunto per ulteriori approfondimenti di cui si discuterà più avanti. La tabella 13.2 riporta il coefficiente di variazione per differenti livelli di istruzione. Un primo dato interessante riguarda la dimensione delle disuguaglianze, che, per tutti e quattro gli indicatori, mostra un progressivo incremento passando dal gruppo di individui meno istruiti (senza nessun titolo) a quello dei più istruiti (laurea o dottorato), ad indicare che al crescere dell'istruzione aumenta l'eterogeneità dei comportamenti in merito a scelte di vita – professionali in primo luogo – che hanno importanti riflessi sulle condizioni di salute, siano esse valutate in termini soggettivi (salute percepita) o oggettivi (obesità, presenza di tumore o infarto). Una seconda evidenza rilevante che emerge concerne la dinamica temporale delle disuguaglianze. Per le tre misure oggettive in generale è confermato il trend decrescente rilevato a livello di campione complessivo, con una riduzione molto più marcata però per i gradi di istruzione elevati (ad esempio obesità, tumore e infarto diminuiscono di $-1,25$, $-10,3$ e $-5,17$ nel caso dei laureati contro $-0,13$, $-3,39$ e $-2,04$ per gli individui con licenza elementare). L'indicatore di salute percepita mostra invece una dinamica meno piatta rispetto a quanto discusso finora e con distinzioni rilevanti fra livelli di istruzione: la disuguaglianza cresce infatti in modo significativo nel tempo per le classi dalla 5 alla 2 (con un incremento minimo dal 1990 al 2005 di $+0,58$ per gli individui senza titolo ed un massimo di $+1,7$ per quelli con licenza media), mentre per il grado di istruzione più elevato il trend va nella direzione opposta, registrando una diminuzione di $-0,45$ dal 1990 al 2005; il dato è quindi in linea con gli altri tre indicatori e riflette, in qualche misura, la maggiore consapevolezza e capacità di autovalutazione del proprio stato di salute effettivo da parte degli individui più istruiti. La tabella 13.3 – riguardante la disaggregazione per livelli di reddito – risulta di più difficile interpretazione, poiché l'integrazione della base dati Istat-Multiscopo con quella Banca d'Italia-Shiw ha ridotto la numerosità campionaria e per molte classi di reddito, in particolare per quelle più elevate (sopra i 50.000 euro), si verificano spesso casi in cui non si osserva mai un valore pari ad 1 per qualcuno dei quattro indicatori di cattiva salute (in tal caso nella casella compare il segno $-$);

TAB. 13.3. Coefficiente di variazione dei livelli individuali di salute per classe di reddito

Classe di reddito	1990	1994	2000	2005
1) Reddito > 70.000	Malato	Malato	Malato	Malato
	Obeso	Obeso	Obeso	Obeso
	Tumore	Tumore	Tumore	Tumore
	Infarto	Infarto	Infarto	Infarto
2) 50.000 < reddito ≤ 70.000	Malato	Malato	Malato	Malato
	Obeso	Obeso	Obeso	Obeso
	Tumore	Tumore	Tumore	Tumore
	Infarto	Infarto	Infarto	Infarto
3) 30.000 < reddito ≤ 50.000	Malato	Malato	Malato	Malato
	Obeso	Obeso	Obeso	Obeso
	Tumore	Tumore	Tumore	Tumore
	Infarto	Infarto	Infarto	Infarto
4) 15.000 < reddito ≤ 30.000	Malato	Malato	Malato	Malato
	Obeso	Obeso	Obeso	Obeso
	Tumore	Tumore	Tumore	Tumore
	Infarto	Infarto	Infarto	Infarto
5) 10.000 < reddito ≤ 15.000	Malato	Malato	Malato	Malato
	Obeso	Obeso	Obeso	Obeso
	Tumore	Tumore	Tumore	Tumore
	Infarto	Infarto	Infarto	Infarto
6) 7.500 < reddito ≤ 10.000	Malato	Malato	Malato	Malato
	Obeso	Obeso	Obeso	Obeso
	Tumore	Tumore	Tumore	Tumore
	Infarto	Infarto	Infarto	Infarto
7) Reddito ≤ 7.500 euro	Malato	Malato	Malato	Malato
	Obeso	Obeso	Obeso	Obeso
	Tumore	Tumore	Tumore	Tumore
	Infarto	Infarto	Infarto	Infarto

Fonte: Nostre elaborazioni su dati Istat – Multiscopo e Banca d'Italia – Shiw.

non è quindi possibile definire una dinamica temporale della disuguaglianza e, in ogni caso, il coefficiente di variazione è calcolato su un numero di osservazioni più esiguo rispetto alle classi di reddito inferiori. Fatta questa dovuta premessa, è possibile estrapolare dalle informazioni disponibili alcune tendenze generali sull'evoluzione della disuguaglianza a seconda del livello di reddito che sembrano ricalcare, seppure con andamenti meno regolari, l'evidenza discussa sopra in relazione alle differenze nel grado di istruzione, come è sensato attendersi data la correlazione positiva tipicamente esistente fra le due variabili socioeconomiche. Anche in questo caso le disuguaglianze per tutti e quattro gli indicatori crescono passando dalla classe di reddito più bassa a quella medio-alta (fra 30 e 50.000 euro), sebbene per la presenza di tumore e infarto nelle categorie di reddito intermedie fra questi due estremi ci sia più irregolarità rispetto all'andamento osservato per la salute percepita e l'obesità, probabilmente per via della maggiore casualità con cui queste patologie si verificano. Di nuovo, emerge un trend generale decrescente dal 1990 al 2005 del coefficiente di variazione per tutti e tre gli indicatori oggettivi (sempre più marcato per tumore e infarto rispetto all'obesità), mentre per la salute percepita la disuguaglianza sembra crescere in modo significativo nel tempo per le classi di reddito dalla 7 alla 2 (con un incremento minimo di +0,25 per gli individui con reddito inferiore ai 7.500 euro ed un massimo di +1,2 per quelli con reddito fra 10 e 15.000 euro); tuttavia, non è possibile dire nulla sulla dinamica per i redditi più elevati (sopra i 70.000 euro), dal momento che si osservano valori non nulli per tale indicatore solo nell'anno 2000.

A partire da questi risultati abbiamo ritenuto utile approfondire l'analisi riguardante gli effetti delle variabili socioeconomiche, che sembrano svolgere il ruolo più incisivo nell'orientare le differenze osservate nel tempo fra diverse tipologie di individui. Un aspetto di particolare interesse è lo studio dell'evoluzione della disuguaglianza relativa fra individui con differente livello di istruzione e di reddito tra il 1990 e il 2005. A tal fine, per ciascun indicatore e per ogni gruppo di individui per livello di istruzione e classe di reddito è stata calcolata una misura di «rischio relativo», definita dal rapporto tra la percentuale di individui con «cattiva» salute di un certo gruppo e la me-

desima percentuale per il gruppo di individui col «peggior» rischio, rappresentato dalla classe 5 nel caso dell'istruzione (nessun titolo di studio) e dalla classe 7 nel caso del reddito (inferiore ai 7.500 euro). Rapportando le due probabilità, si riesce a comprendere come si è modificata la distanza nella disuguaglianza di salute fra le varie classi, focalizzando in particolare l'attenzione sui divari rispetto alla situazione caratterizzata da maggior disagio sociale. Il quadro che emerge con riferimento al ruolo dell'istruzione è omogeneo fra i quattro indicatori di salute e mette chiaramente in evidenza come le disuguaglianze di salute fra individui istruiti e individui senza titolo di studio si sia sensibilmente ridotta nel tempo. Tale evidenza è rivelata dalle figure 13.7-13.10, dalle quali emerge un progressivo avvicinamento all'unità del rischio relativo per le classi diverse da quella di riferimento (che ha valore 1). Se si considera il valore medio dell'indicatore calcolato fra i vari gradi di istruzione (escluso il peggiore), tale misura è salita da 0,17 nel 1990 a 0,30 nel 2005 per la salute percepita, da 0,37

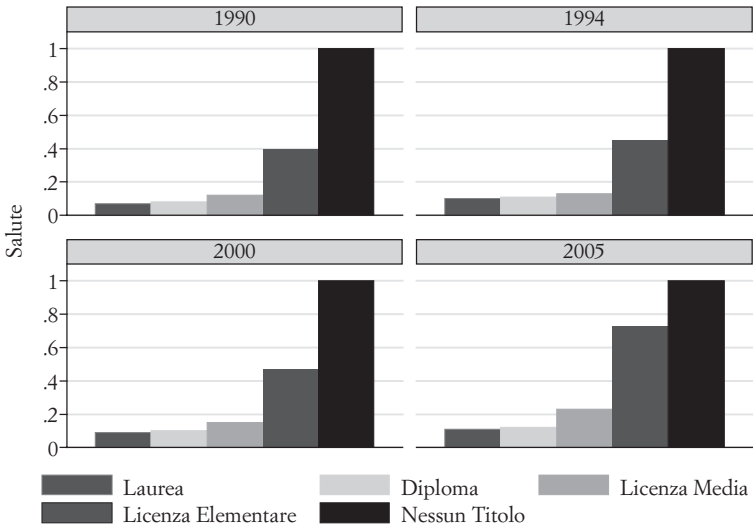


FIG. 13.7. «Rischio relativo» di malattia rispetto a individui senza titolo di studio (classe 5) per grado di istruzione (salute percepita).

Fonte: Nostre elaborazioni su dati Istat-Multiscopo e Banca d'Italia-Shiw.

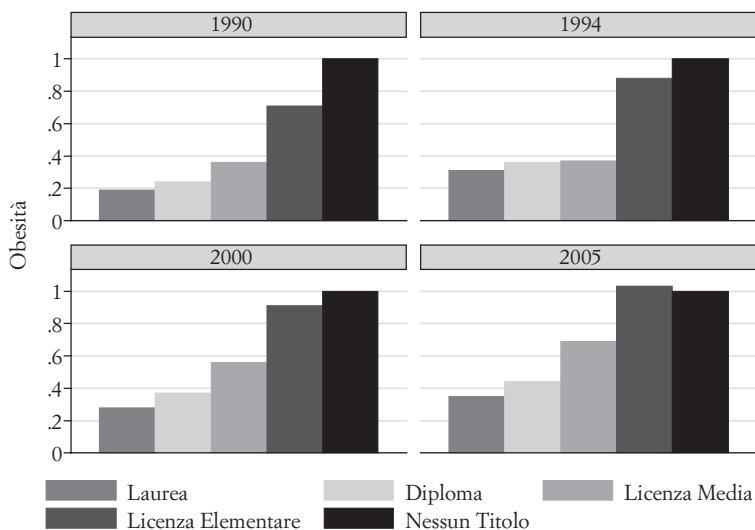


FIG. 13.8. «Rischio relativo» di malattia rispetto a individui senza titolo di studio (classe 5) per grado di istruzione (obesità).

Fonte: Nostre elaborazioni su dati Istat-Multiscopo e Banca d'Italia-Shiw.

a 0,63 per l'obesità, da 0,54 a 0,66 per i tumori, e da 0,31 a 0,46 per l'infarto. Come la figura 13.8 mette bene in risalto, il recupero più significativo della distanza fra le diverse classi si rileva quindi per l'obesità, che – è utile ricordarlo – rappresenta un tipico indicatore di rischiosità, essendo sia una delle cause sia un fattore che contribuisce ad aggravare varie patologie croniche. La causa della riduzione della disuguaglianza sembra essere un incremento più che proporzionale della probabilità di essere in «cattiva» salute per gli individui più istruiti: la probabilità di trovarsi in «cattiva» salute è peggiorata per tutti nel periodo considerato, ma il peggioramento appare più consistente per i gradi di istruzione più elevati (diploma e laurea/dottorato)². Una dinamica analoga, seppure meno regolare per

² Si noti che questo risultato è solo apparentemente in contraddizione con il miglioramento della salute discusso in precedenza. Il tasso standardizzato di mortalità tiene conto delle caratteristiche della popolazione, per esempio in termini di età. Il peggioramento del rischio di «cattiva» salute può proprio essere spiegato proprio con il progressivo invecchiamento della popolazione.

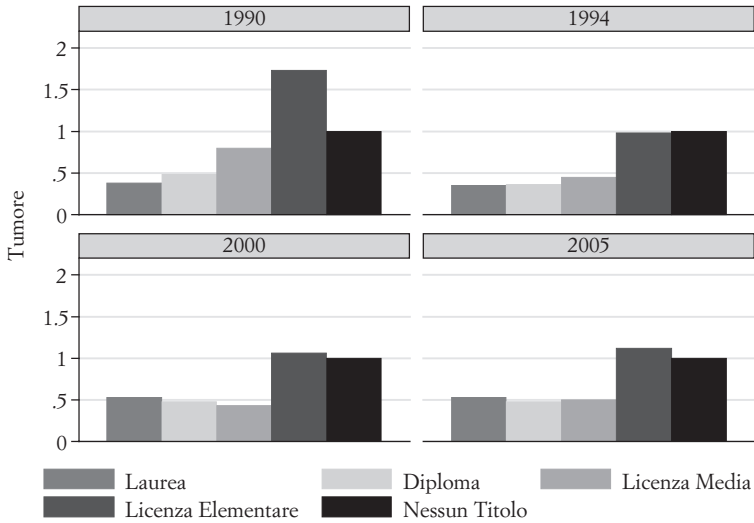


FIG. 13.9. «Rischio relativo» di malattia rispetto a individui senza titolo di studio (classe 5) per grado di istruzione (tumore).

Fonte: Nostre elaborazioni su dati Istat-Multiscopo e Banca d'Italia-Shiv.

via dei limiti nelle informazioni disponibili discussi sopra, si rileva anche con riguardo ai divari di salute fra individui con diversi livelli di reddito: fatta eccezione per la cattiva salute percepita, per la quale la disuguaglianza relativa sembra essere rimasta costante nel tempo, nel caso dei tre indicatori oggettivi emerge una riduzione dei divari fra le varie classi rispetto a quella peggiore, in questo caso con la disuguaglianza relativa alla presenza di tumori che fa registrare la diminuzione più marcata (il valore medio del rischio relativo passa da 0,22 nel 1990 a 0,74 nel 2005). Di nuovo, il risultato va interpretato in termini di un peggioramento delle condizioni di salute che ha interessato tutte le classi ma in misura più consistente gli individui con redditi più elevati.

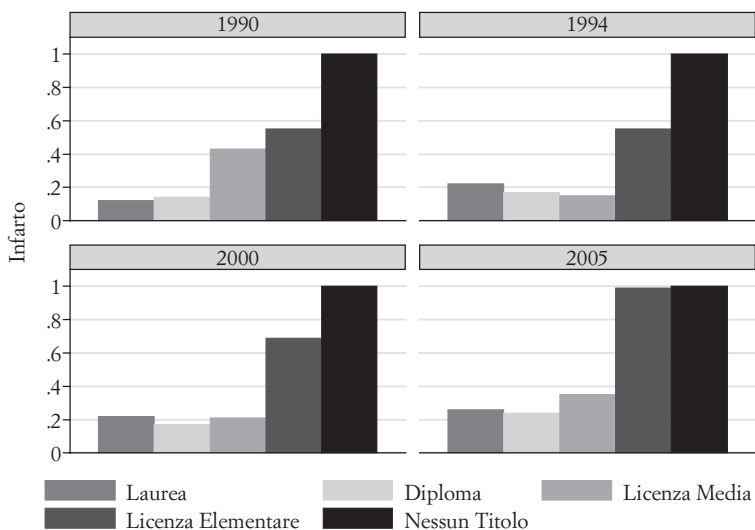


FIG. 13.10. «Rischio relativo» di malattia rispetto a individui senza titolo di studio (classe 5) per grado di istruzione (infarto).

Fonte: Nostre elaborazioni su dati Istat-Multiscopo e Banca d'Italia-Shiw.

4. Conclusioni

I risultati dell'analisi sull'evoluzione delle disuguaglianze in Italia presentati in questo capitolo – pur fornendo solo una evidenza preliminare che richiede ulteriori approfondimenti al fine di quantificare in modo più preciso la relazione fra le diverse variabili studiate – contribuiscono a colmare un vuoto rilevante nella letteratura sul tema relativa alla situazione italiana. Dall'analisi emergono almeno tre aspetti che meritano di essere evidenziati. In primo luogo, l'evidenza a livello macro relativa all'evoluzione delle disuguaglianze fra regioni è coerente con quanto rilevato a livello individuale sulla base di indicatori analoghi dello stato di salute: la tendenza generale sembrerebbe essere una progressiva riduzione delle disuguaglianze nel tempo, da cui si può dedurre che l'attribuzione progressiva di maggior responsabilità nella politica sanitaria alle regioni attraverso il processo di decentramento abbia svolto un qualche ruolo significativo, seppure accompagnato in qualche caso da

un incremento delle inefficienze nella gestione della spesa. In secondo luogo, è confermata la correlazione fra stato di salute e condizioni socioeconomiche, dal momento che sia la dimensione della disuguaglianza sia la sua dinamica temporale risultano condizionate dal grado di istruzione e dal livello del reddito degli individui. Questo aspetto mette in rilievo l'interrelazione fra le diverse politiche per il welfare – sanità, istruzione, assistenza sociale – e al tempo stesso fa emergere la necessità di una visione integrata nella definizione degli interventi nelle tre aree. Da ultimo, i risultati suggeriscono cautela nell'utilizzo di indicatori soggettivi per la valutazione della disuguaglianza nella salute fra individui nel tempo, dal momento che tali misure risultano maggiormente influenzate dal contesto di riferimento, facendo spesso emergere – in particolare, per i soggetti socialmente più deboli – dinamiche non in linea con quelle rilevate attraverso indicatori di salute oggettivi.

LE DISUGUAGLIANZE NELLA SPERANZA DI VITA

1. *Introduzione*

A quasi tutte le età, le speranze di vita, ovvero il numero di anni che mediamente ci si può attendere di vivere ancora, sono estremamente disuguali: nel 2008, un neonato europeo poteva attendersi di vivere oltre gli 80 anni, il doppio di un neonato di alcuni paesi africani o asiatici; anche superata l'infanzia, in quegli stessi paesi la probabilità di morire tra i 15 e i 60 anni era oltre 10 volte più alta di quella registrata in molti paesi avanzati. Ampii divari nella speranza di vita si riscontrano anche all'interno di aree geografiche più omogenee: negli Stati Uniti nello stato più longevo la speranza di vita alla nascita è di circa dieci anni più alta che in quello meno longevo; tra i 27 paesi dell'Unione europea il divario è di circa 13 anni; tra le regioni italiane è di circa 3 anni¹.

Sono divari giustificabili? Da cosa dipendono? Esistono interventi per ridurli? Le risposte a queste domande non sono tra loro indipendenti: l'accettabilità di un divario, così come la possibilità di ridurlo, dipende spesso dalle sue determinanti. Differenze riconducibili al patrimonio genetico sono forse più accettabili e meno influenzabili dalle politiche di quanto non lo siano quelle riconducibili al patrimonio finanziario.

Una delle conclusioni meno controverse degli studi che hanno affrontato queste domande è che il livello di istruzione e di reddito sono tra gli aspetti più fortemente correlati con

Questo capitolo è di Alfonso Rosolia, Servizio Studi Banca d'Italia e Cepr. Le idee e le opinioni espresse in questo capitolo sono attribuibili ai soli autori; non coinvolgono la responsabilità dell'Istituto di appartenenza.

¹ Nazioni Unite e Organizzazione mondiale per la salute, American Human Development Project, Eurostat, ISTAT.

la speranza di vita o altre misure di qualità della vita, sia nel confronto tra paesi o nel tempo, sia tra individui altrimenti omogenei². Un esempio di questa regolarità è illustrato nella figura 14.1, che riporta, per i paesi del mondo nei primi anni 2000, la relazione tra speranza di vita alla nascita (in alto) o la probabilità di morte tra i 15 e i 60 anni (in basso) e il livello medio di istruzione (a sinistra) o il prodotto interno pro capite (a destra). Sulla base di questi dati, un anno in più di istruzione o un aumento del prodotto pro capite del 50% si associa con circa tre anni in più di speranza di vita alla nascita e con una probabilità di morte tra i 15 e i 60 anni più bassa di circa 3 punti percentuali.

Questa regolarità può guidare il disegno delle politiche solo nella misura in cui sia chiara la natura, causale o meno³. Cosa può quindi determinare questi nessi? Vi concorrono, in modo non necessariamente esclusivo, tre diversi gruppi di meccanismi. Il primo, spesso meno interessante dal punto di vista delle politiche, risiede nella dipendenza di entrambe le misure, istruzione o reddito e longevità, da fattori di contesto o individuali. In questo caso il legame empirico tra istruzione o reddito e longevità è solo una conseguenza di altri meccanismi; interventi su una delle due variabili non avrebbero effetti diretti sull'altra. Il secondo comprende meccanismi attraverso i quali l'istruzione consente di migliorare, direttamente o indirettamente, le prospettive e le condizioni di vita. Ad esempio, un più elevato livello di istruzione può rendere più consapevoli delle conseguenze di determinati comportamenti, più in grado di interagire con personale medico o, più semplicemente, determinare un maggiore reddito o un'occupazione con profili di rischio più contenuti o diversi [Grossman 2006]. In questo caso, politiche che innalzino il livello di istruzione avrebbero come effetto anche quello di migliorare la speranza di vita. A sua volta, se l'effetto dell'istruzione fosse mediato dal reddito, anche politiche redistributive potrebbero contenere i divari

² Per una rassegna delle evidenze disponibili si vedano, tra gli altri, Grossman e Kaestner [1997] e Cutler, Deaton e Lleras-Muney [2006].

³ Per una trattazione della questione della natura causale di relazioni empiriche tra variabili di interesse si veda Ichino [2001]; per una trattazione delle questioni relative alla valutazione delle politiche si veda Martini e Trivellato [2011].

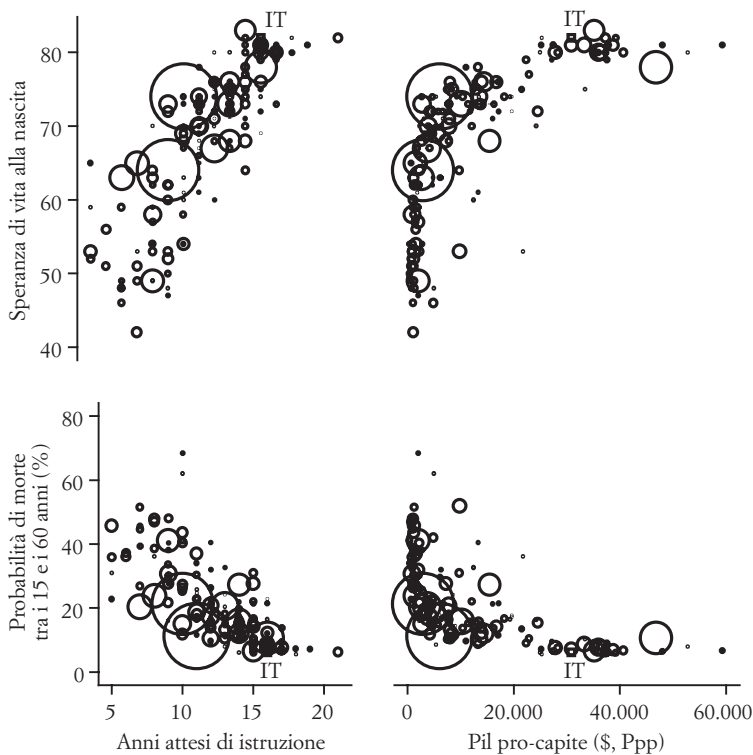


FIG. 14.1. Didascalia??

di longevità; se vi concorre la tipologia di occupazione, allora interventi, ad esempio, sulla sicurezza sul lavoro avrebbero conseguenze simili. Nel terzo gruppo ricadono meccanismi attraverso i quali una più elevata attesa di vita o una migliore salute consentono, o rendono più remunerativa, l'accumulazione di capitale umano. Ad esempio, condizioni di salute migliori permettono percorsi di studio o di lavoro meno discontinui. Pertanto, a seconda della direzione del nesso causale, una data politica può risultare più o meno efficace nel contenere i divari di longevità oppure divari nell'istruzione o nel reddito possono riflettersi su quelli di longevità. È importante notare che diversi canali possono agire a diverse età, in diversi contesti, per i due sessi. Inoltre, i meccanismi illustrati sopra descrivono

prevalentemente relazioni a livello individuale tra istruzione o reddito e longevità. Esistono, assieme a questi, altri importanti canali che trascendono la dimensione individuale e consentono di spiegare, ad esempio, la relazione tipicamente positiva tra istruzione o reddito dei genitori e condizioni di salute o speranza di vita dei figli o quella, illustrata nella figura 14.1, riscontrabile a livello di intero paese.

Come appurare la natura della correlazione tra misure di longevità e caratteristiche socioeconomiche (prevalentemente istruzione, reddito e ricchezza)? Il confronto tra paesi fornisce solo una prima indicazione, che può nascondere l'effetto di fattori come l'organizzazione istituzionale o la fornitura di servizi pubblici. Una valutazione accurata delle determinanti dei divari di longevità richiederebbe di seguire un campione di individui lungo il loro ciclo di vita raccogliendo ripetutamente informazioni su aspetti ritenuti di rilievo (ad esempio, istruzione, reddito, ricchezza, stili di vita, condizioni di salute, origini familiari, contesto sociale, economico e istituzionale). Questo tipo di informazioni longitudinali a livello individuale, raccolte con elevata sistematicità in altri paesi, è sostanzialmente assente per l'Italia. Gli studi esistenti relativi all'Italia sono pertanto basati su intervalli del ciclo di vita limitati, su informazioni spesso inadeguate e incomplete sulle caratteristiche individuali, oppure su relazioni a livello aggregato, ad esempio regionale, tra caratteristiche del luogo di residenza e misure sintetiche di longevità. È infine importante notare che gli studi esistenti, anche per la carenza di informazioni adeguate, hanno come obiettivo prevalente quello di «misurare» i divari lungo specifiche dimensioni piuttosto che di trarne precise indicazioni sui meccanismi che li determinano.

Nel complesso, le poche analisi esistenti confermano anche per l'Italia l'esistenza di ampie e diffuse disuguaglianze nella speranza di vita e nel rischio di mortalità lungo le principali dimensioni sociodemografiche. La carenza di informazioni rende più difficile descriverne l'evoluzione nel tempo e sviscerarne i meccanismi causali sottostanti. Questo rende più complesso stabilire quali siano i divari eliminabili e come disegnare politiche che in modo efficace li comprimano.

2. *Le evidenze disponibili per l'Italia*

Le evidenze empiriche disponibili sono per la maggior parte relative ai paesi anglosassoni o scandinavi, dove esistono dati adeguati a esplorare la rilevanza dei vari canali. Esse segnalano abbastanza univocamente che i meccanismi descritti sopra giocano un ruolo importante, sebbene in misura diversa lungo il ciclo di vita e nel tempo. Ovviamente, tali risultati possono riflettere anche la natura del contesto economico e sociale di riferimento e la sua interazione con il livello di istruzione o reddito. Pertanto, pur fornendo indicazioni rilevanti, essi non sono direttamente estendibili ad altre realtà.

2.1. *I fatti principali: evoluzione storica e divari territoriali di longevità*

In Italia la speranza di vita alla nascita, un indicatore sintetico della qualità complessiva delle condizioni di vita, è tra le più alte del mondo⁴. Dal secondo dopoguerra ad oggi è aumentata di oltre 13 anni, sia per gli uomini sia per le donne. La maggiore longevità riflette una riduzione delle probabilità di morte a tutte le età. La figura 14.2 riporta le probabilità di morte a una data età nel 1980 e nel 2007 in rapporto a quella prevalente nel 1950, pertanto offre una scomposizione della variazione intercorsa dal secondo dopoguerra ad oggi nei due sottoperiodi. Per entrambi i sessi si è registrata una forte riduzione della mortalità infantile tra l'immediato dopoguerra e il 1980. Per gli uomini, in questo periodo si è significativamente ridotta anche la mortalità tra i 25 e i 45 anni mentre all'inizio degli anni '80 la probabilità di morte dall'età di 60 anni in poi era ancora simile a quella degli anni '50; in questa fascia d'età i guadagni di longevità maschili si sono registrati nei trent'anni successivi. Tra le donne, si è assistito a un'evoluzione diversa. La riduzione del rischio di morte tra il dopoguerra e il 1980 è stata ampia fino agli 80 anni di età, ancorché decrescente con l'età; dagli anni '80 si sono comunque registrati altri signifi-

⁴ Per una definizione dei principali indicatori demografici si veda Livi Bacci [1990].

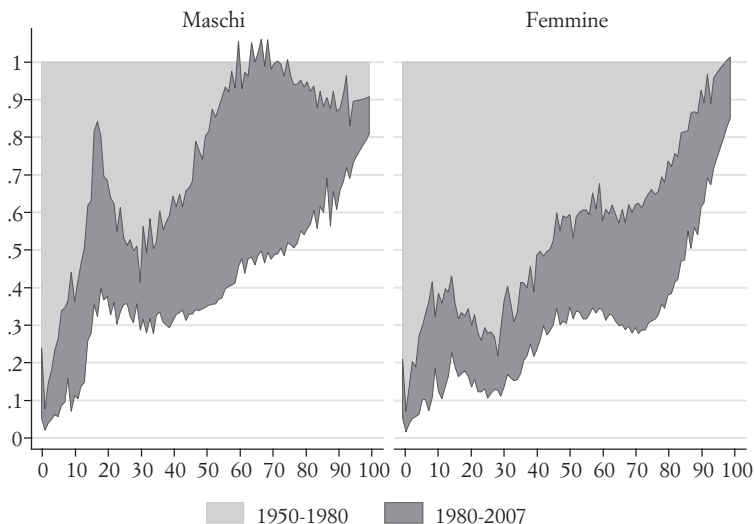


FIG. 14.2. Didascalia??

tivi miglioramenti nella fascia d'età tra i 45 e gli 80 anni. Nel complesso, per entrambi i sessi la maggiore longevità attesa alla nascita riflette principalmente la riduzione della mortalità infantile e, in misura più accentuata per le donne, il miglioramento della speranza di vita nelle età più avanzate.

Queste tendenze non sono state uniformi sul territorio. La figura 14.3 riporta, in alto, la differenza tra Nord e Sud nella speranza di vita a varie età tra il 1974, primo anno per cui sono disponibili le tavole di mortalità a livello territoriale, e il 2008 e, in basso, per ogni età il rapporto tra le probabilità di morte registrate nel 2008 e nel 1974. Nel 1974 il divario geografico era particolarmente ampio e sfavorevole al Nord per gli uomini: la speranza di vita era inferiore di circa due anni alla nascita; si ampliava di circa un altro anno tra l'infanzia e i 30 anni per poi progressivamente ridursi nelle età più avanzate; a 80 anni era comunque ancora inferiore di poco meno di un anno. Nei successivi trent'anni il divario si è gradualmente chiuso, sostanzialmente azzerandosi a tutte le età attorno alla fine degli anni '90, per poi diventare favorevole ai residenti settentrionali, riflettendo soprattutto la maggiore riduzione del rischio di mortalità tra i 30 e i 70 anni nel Nord (cfr. la figura in basso).

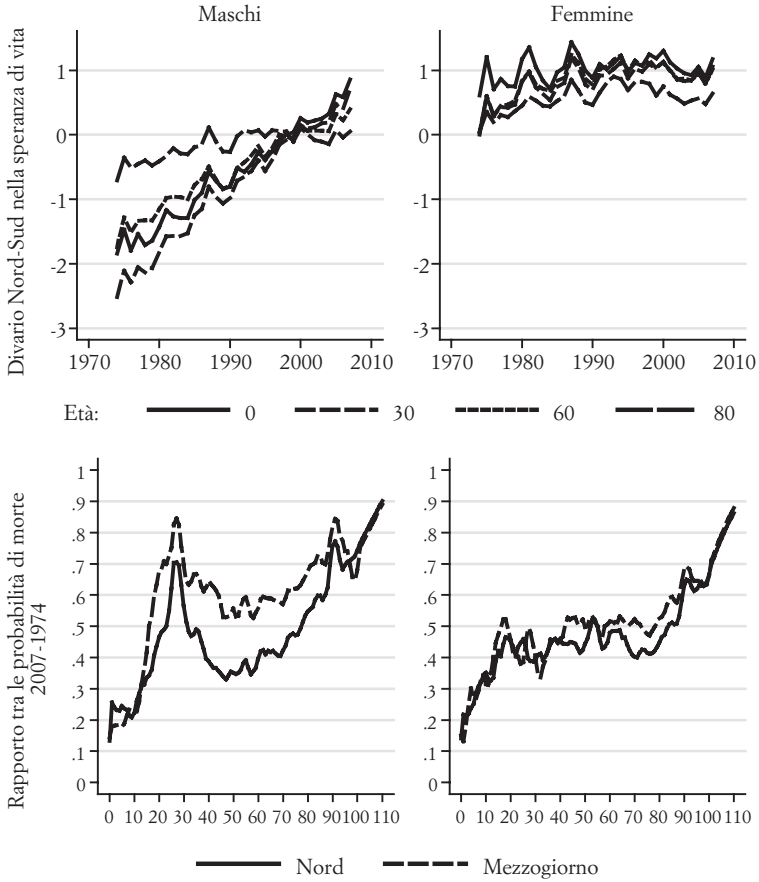


FIG. 14.3. Didascalia??

Tra le donne, invece, il vantaggio di longevità del settentrione è rimasto pressoché stabile nell'arco dell'intero periodo, circa un anno dalla nascita fino ai 60 anni, riflettendo una riduzione del rischio di mortalità più uniforme tra aree.

2.2. *Longevità e fattori sociodemografici: istruzione*

Per l'Italia, come si è detto, esistono poche informazioni utilizzabili per quantificare e studiare in modo sistematico l'evoluzione nel tempo dei divari di longevità lungo molte delle dimensioni ritenute più rilevanti. La caratteristica individuale più frequentemente disponibile nelle fonti esistenti, sia a livello individuale sia aggregato, è il livello di istruzione.

In due occasioni l'Istat ha collegato in via sperimentale le osservazioni individuali desumibili dai censimenti della popolazione del 1981 e 1991 con quelle desumibili dai certificati di morte raccolti nei due anni successivi al censimento [Istat 1990; 2001]. Ciò ha fornito informazioni affidabili sulle principali caratteristiche sociodemografiche dell'individuo, sulle cause del decesso e sulla popolazione a rischio consentendo di illustrare, a distanza di un decennio, alcune relazioni tra rischio di mortalità, ancorché su un orizzonte piuttosto breve, e caratteristiche sociodemografiche, tra cui il livello di istruzione⁵. Le evidenze principali di questa rilevazione sono riassunte nella figura 14.4, dove si illustrano – per classi d'età, sesso e ripartizione geografica – i rischi relativi di morte per analfabeti (A), persone con licenza elementare (E), media (M) e superiore (D) rispetto ai laureati della stessa classe d'età, sesso e ripartizione⁶. La figura segnala un ampliamento tra il 1981 e il 1991 dei divari di mortalità tra livelli di istruzione in tutti i gruppi con meno di 55 anni con l'eccezione delle donne meridionali, per le quali si sarebbero invece ridotti. Per i più anziani, i divari si sono ridotti solo per le donne in entrambe le ripartizioni geografiche; tra gli uomini si sarebbero ampliati solo quelli tra i meno istruiti e i laureati. In generale, i divari sono più contenuti per le donne e nel Mezzogiorno. Indicazioni analoghe sono desumibili da studi meno rappresentativi della realtà nazionale ma basati su dati longitudinali più adeguati allo

⁵ Le rilevazioni censuarie italiane non raccolgono informazioni sul reddito o sulla ricchezza dell'individuo o della famiglia a cui appartiene. Pertanto, questo esercizio non consente di approfondire la relazione tra questi e il rischio di mortalità.

⁶ Pertanto, un valore superiore all'unità indica che il tasso di mortalità per le persone con il particolare titolo di studio appartenenti a un dato gruppo è risultato superiore a quello dei laureati nello stesso gruppo.

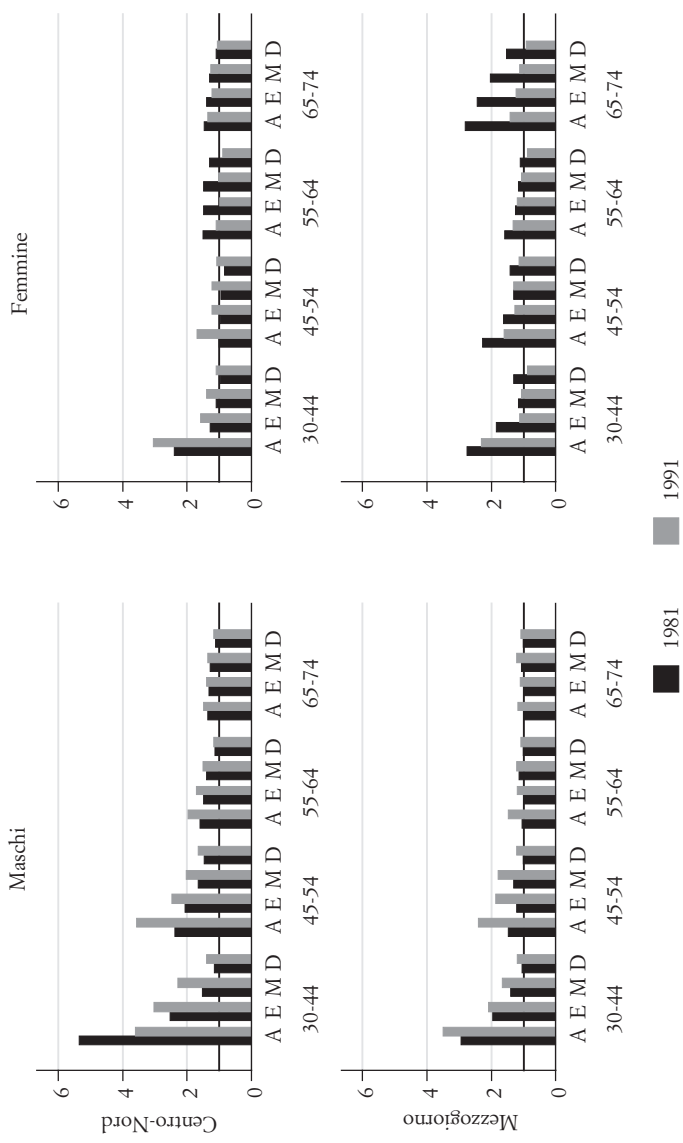


FIG. 14.4. Didascalii??

scopo⁷. In tutti i casi si riscontrano divari significativi nei tassi di mortalità di popolazioni omogenee eccetto che per livello di istruzione; i divari sono generalmente più contenuti per le donne e permangono, sebbene in misura minore, anche in età avanzate. Vi è poi evidenza che tali divari si siano ampliati nel tempo. Ad esempio, Costa [2009a] mostra come a Torino la riduzione della mortalità delle persone con età tra i 20 e i 54 tra i primi anni '80 e i primi anni del decennio scorso non sia stata uniforme lungo il grado di istruzione: nel periodo 1981-1984 il tasso di mortalità degli uomini con un basso livello di istruzione era pari a 1,8 volte quello degli uomini più istruiti; dopo vent'anni, nel periodo 2001-2004 era pari a 2,3 volte. Per le donne i divari per istruzione sembrano essersi ampliati in misura più contenuta.

Questi divari di mortalità si riflettono in misura significativa sulla longevità attesa. Costa *et al.* [1994] calcolano, sulla base dei divari rilevati dall'Istat e illustrati in figura 14.4, che nei primi anni '90 la speranza di vita tra i 18 e i 74 anni di un uomo laureato fosse di circa 2 anni maggiore di quella di un uomo con al massimo la scuola dell'obbligo; il divario era di un anno per le donne. Maccheroni [2008; 2009] stima che nel 2001 il divario nella speranza di vita alle età adulte tra i più (diplomati o laureati) e i meno istruiti (al massimo scuola dell'obbligo) andasse da 7-8 anni all'età di 35 anni a poco più di 5 all'età di 65 anni; inoltre, tra il 2001 e il 2006 questo divario si sarebbe ampliato di circa un anno e mezzo, in misura lievemente più accentuata per gli uomini⁸ (fig. 14.5). Indicazioni qualitativamente analoghe sono ottenute utilizzando altre fonti. Ad esempio, Luy, Di Giulio e Caselli [2011] usano le informazioni riferite dagli intervistati nell'ambito dell'Indagine Multiscopo condotta dall'Istat circa lo stato in vita dei propri genitori e le loro caratteristiche sociodemografiche in gioventù per stimare la speranza di vita a 30 anni. Essi mostrano che la speranza di vita maschile a 30 anni è aumentata, tra il 1980

⁷ In particolare lo Studio longitudinale torinese [Costa e Demaria 1988].

⁸ Le stime sono ottenute combinando opportunamente le informazioni sulla popolazione anagrafica, desumibili dal censimento generale della popolazione, e quelle sui decessi, desumibili dalle schede di morte raccolte dall'Istat che contengono informazioni sul grado di istruzione del deceduto.

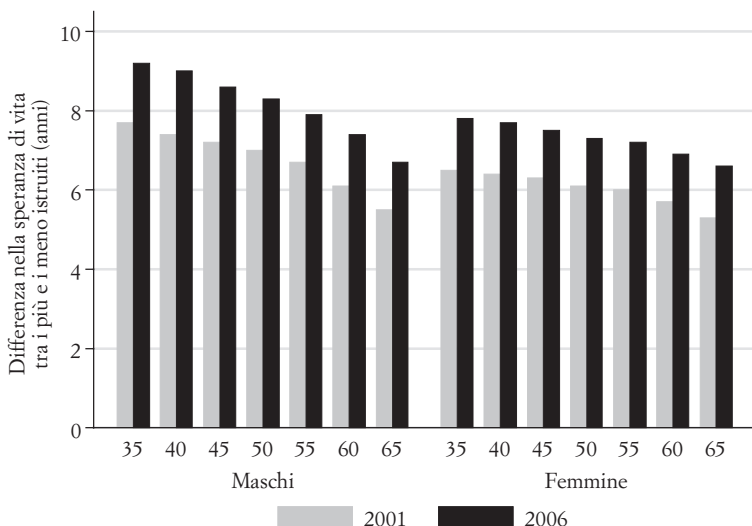


FIG. 14.5. Didascalia??

e il 1990 di circa 8 anni per chi ha un’istruzione universitaria a fronte di un aumento di poco meno di quattro anni per i diplomati e di poco più di due anni per chi ha al più un titolo di scuola dell’obbligo.

2.3. *Le cause di morte*

Oltre che nei livelli, la mortalità varia lungo le principali dimensioni sociodemografiche anche per l’incidenza di specifiche cause. Come si è detto prima, ciò può dipendere, ad esempio, dalla conduzione di stili di vita diversi, dall’esposizione a diversi fattori di rischio a seconda dell’occupazione, da comportamenti di prevenzione o cura che a loro volta possono riflettere la disponibilità di informazioni o di mezzi economici adeguati⁹. Questi fattori giocano un ruolo diverso sulle diverse

⁹ Ancora una volta, per investigare a fondo queste possibilità sarebbero necessari dati longitudinali adeguati. Circa le cause di morte, sono disponibili informazioni longitudinali raccolte dall’Istat collegando la rilevazione censuaria del 1991 ai decessi individuali registrati nei due anni successivi [Istat 2001].

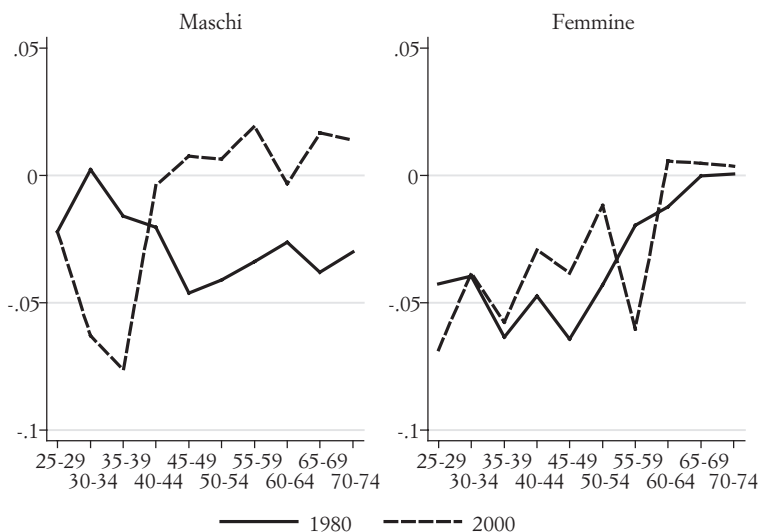


FIG. 14.6. Didascalia??

cause di morte. La ricerca epidemiologica e medica ha affinato diversi raggruppamenti in base alle principali determinanti comportamentali, alle possibilità di diagnosi, cura o prevenzione. I divari per istruzione nell'incidenza di questi gruppi di cause possono quindi fornire indicazioni per individuare alcuni potenziali canali di azione.

Un primo indicatore è quello dato dall'incidenza della «mortalità evitabile», ovvero la quota di decessi riconducibili a cause i cui effetti possono essere prevenuti, diagnosticati per tempo, affrontati con trattamenti opportuni¹⁰. La figura 14.6 riporta i di-

Tuttavia, le informazioni sulle cause di morte sono state diffuse solo in forma molto aggregata e, per quanto riguarda l'età, solo per il complesso delle popolazioni 18-59 e 60-74 anni, rendendo quindi impossibile un'analisi dettagliata per età delle probabilità di decesso per determinati gruppi di cause.

¹⁰ La definizione di mortalità evitabile non sia pienamente consolidata nella letteratura medica ed epidemiologica. Qui si adotta quella impiegata nell'atlante sanitario del 2009 redatto dal gruppo di lavoro ERA (Epidemiologia e Ricerca Applicata). In particolare, la mortalità evitabile include decessi dovuti a cause eliminabili con opportuna prevenzione primaria (decessi riconducibili a stili di vita, rischi occupazionali e cause violente); cause per cui esistono modalità consolidate di diagnosi e trattamento o che sono evitabili se diagnosticate

vari dell'incidenza della mortalità evitabile tra chi ha al massimo un titolo di scuola dell'obbligo e chi ha almeno un diploma superiore nel 1980 e nel 2000. L'incidenza della mortalità evitabile risulta maggiore tra i più istruiti. Tra gli uomini il divario tendeva ad ampliarsi con l'età negli anni '80; dopo vent'anni la relazione si è modificata, con un divario sostanzialmente azzeratosi dalle età adulte in poi. Tra le donne, sia negli anni '80 sia nel 2000 il divario è invece più ampio alle età più giovani, sebbene vi sia evidenza di un parziale riassorbimento alle età adulte¹¹.

Un'analisi più dettagliata delle origini di questo apparente svantaggio dei più istruiti è illustrata nella figura 14.7. Si riportano i divari per istruzione dell'incidenza di quattro grandi gruppi di cause, variamente «evitabili»: i decessi riconducibili a cause violente (ad esempio, incidenti, avvelenamenti, suicidi, omicidi); quelli riconducibili al consumo di alcol e al fumo; quelli associati a cause prevenibili o diagnosticabili e trattabili; quelli più strettamente riconducibili a comportamenti igienici e alla qualità e efficacia dell'assistenza sanitaria.

Il divario è sostanzialmente sfavorevole ai più istruiti solo per le cause violente, a cui sono riconducibili circa la metà dei decessi tra i 25 e i 34 anni. Esclusivamente per gli uomini, il gradiente alle età più giovani si sarebbe ampliato tra i primi anni '80 e il 2000. Per gli altri gruppi di cause è rilevabile invece una minore rischiosità dei più istruiti. Per entrambi i sessi, nel 1980 il divario nell'incidenza dei decessi riconducibili ad uso di alcol e al fumo, sfavorevole ai meno istruiti, tendeva a ridursi con l'età. Vent'anni dopo, e più marcatamente per gli uomini, risulta sostanzialmente costante lungo il ciclo di vita. Per quanto riguarda i decessi riconducibili a cause prevenibili o trattabili se diagnosticate per tempo, il gradiente per istruzione e la sua evoluzione lungo il ciclo di vita non è cambiato per le donne, mentre si è ampliato il vantaggio dei maschi

in tempo (si tratta prevalentemente di alcuni tipi di tumore); cause evitabili attraverso trattamenti adeguati o un funzionamento più efficace del sistema sanitario (malattie infettive evitabili attraverso l'uso di antibiotici o vaccini, cause che richiedono intervento complesso del sistema sanitario).

¹¹ Questo fatto è solo apparentemente in contraddizione con le evidenze precedenti di una mortalità complessivamente inferiore tra i più istruiti. Le evidenze della figura 14.7 illustrano solo i divari nella composizione dei decessi e non nella mortalità complessiva.

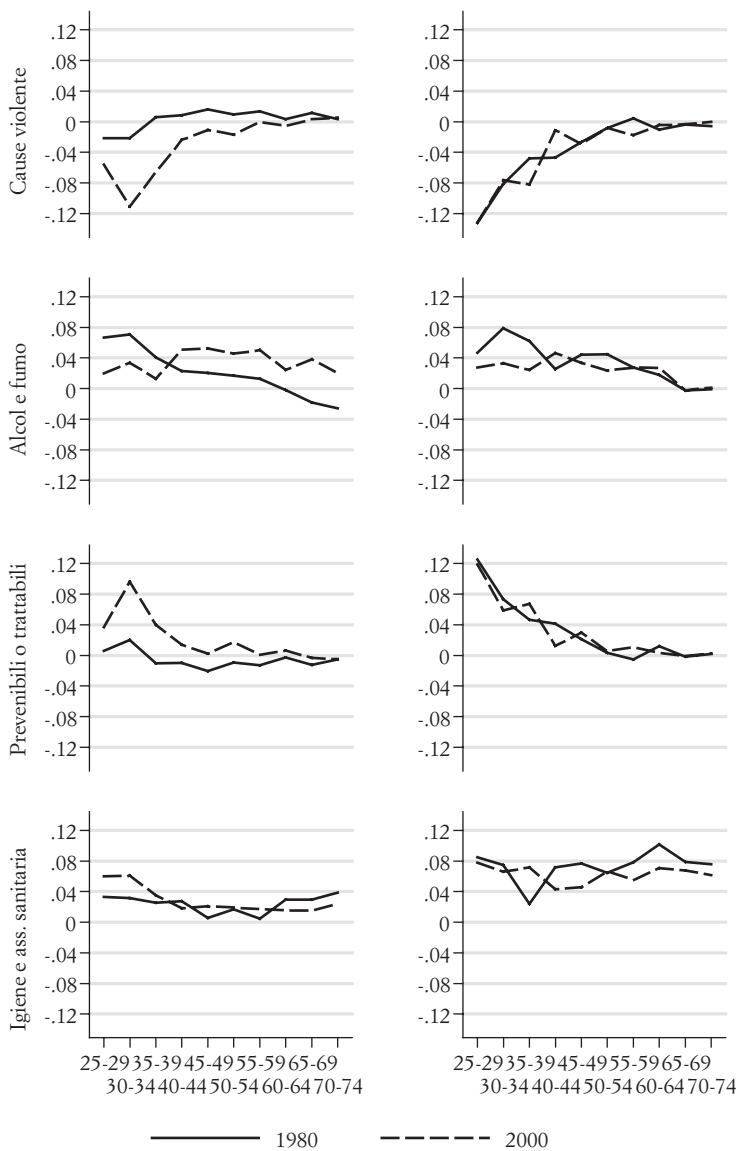


FIG. 14.7. Didascalia??

più istruiti, soprattutto tra i più giovani. Non si evidenziano variazioni sostanziali nel gradiente, sempre favorevole ai più istruiti, per quanto riguarda le cause affrontabili con un'adeguata profilassi o con un migliore funzionamento complessivo del sistema sanitario.

Nel complesso, le evidenze disponibili segnalano una maggiore esposizione a morti per cause violente o accidentali dei più istruiti, con un divario ampliatosi nel tempo, e una minore incidenza di cause che possono essere affrontate disponendo di mezzi e informazioni e tenendo comportamenti sanitari efficaci (prevenzione, controlli). È utile ricordare che le evidenze illustrano solo la composizione dei decessi e non la probabilità di morire che è generalmente più bassa per i più istruiti. Inoltre, esse sono solo un'indicazione parziale dei possibili canali attraverso cui titolo di studio e rischio di mortalità sono collegati. Questo perché la diversa incidenza di specifiche cause, soprattutto in età avanzata, può riflettere almeno in parte la diversa popolazione a rischio. Se, ad esempio, un maggiore livello di istruzione contribuisce a ridurre i fattori di rischio connessi con una specifica causa, quasi meccanicamente aumenteranno i rischi di morte per altre cause rispetto a una popolazione meno istruita¹².

3. *Il ruolo dell'istruzione*

Queste evidenze segnalano con chiarezza divari anche significativi nella longevità tra i più e i meno istruiti e una tendenza al loro ulteriore ampliamento in atto almeno dagli anni '80. Si tratta però della conseguenza del ruolo dell'istruzione, e del suo rafforzamento, nel determinare le speranze di vita o queste evidenze possono essere ricondotte ad altri fattori? In altre parole, occorre chiedersi se le evidenze discusse sopra sono sufficienti a concludere che un maggiore livello di istruzione migliora le speranze di vita. La risposta è negativa. Alle differenze nel livello di istruzione, cui corrispondono i divari

¹² Questa considerazione è alla base di una recente rivalutazione dell'efficacia delle strategie sanitarie contro i tumori adottate negli Usa [Honore e Lleras-Muney 2006].

di longevità illustrati prima, corrispondono altre differenze lungo dimensioni sociodemografiche potenzialmente altrettanto importanti nel determinare lo stato di salute, l'esposizione a rischi e, nel complesso, la speranza di vita. Un elenco necessariamente parziale include il reddito, il tipo di professione svolta, il luogo fisico di residenza. Pertanto, i divari illustrati prima e il loro ampliamento, pur segnalando un'importante dimensione di disuguaglianza, potrebbero riflettere l'azione di fattori diversi dall'istruzione.

È dunque necessario tentare di isolare la relazione tra la mortalità e i singoli fattori di interesse prescindendo, attraverso l'adozione di metodi empirici adeguati, dalle relazioni che possono eventualmente sussistere con altri fattori e tra questi e la caratteristica di interesse. Questo richiede, come ricordato all'inizio, di disporre congiuntamente di dati sui vari aspetti di interesse. Analisi di questo tipo condotte per gli Stati Uniti confermano che il livello individuale di istruzione è il fattore maggiormente correlato con varie misure di salute e rischio di mortalità anche quando si tenga conto dei possibili effetti del reddito e del tipo di occupazione [Cutler e Lleras-Muney 2006].

Per l'Italia, una prima dimensione che si può analizzare è quella connessa con la variabilità territoriale che abbiamo visto essere ampia per quanto riguarda la speranza di vita. La figura 14.8 mostra la relazione tra misure di longevità a tre età diverse (nascita, 30 e 60 anni) rilevate nel 2008 e, da un lato, il prodotto pro capite provinciale nel 1995 (primo anno disponibile), dall'altro, la quota di residenti della provincia di età tra i 30 e i 60 anni con almeno un diploma superiore registrata in occasione del censimento della popolazione del 1991. In tutti i casi le relazioni illustrate sono al netto di differenze preesistenti nella misura di longevità e di differenze sistematiche di longevità, istruzione e reddito tra le province meridionali e settentrionali¹³. Pertanto, la relazione tra, ad esempio, speranza

¹³ Più specificamente, per isolare la correlazione tra speranza di vita e reddito pro capite nel 1995 si è stimata una regressione lineare della speranza di vita a una data età rilevata nel 2008 e del reddito pro capite sulla stessa speranza rilevata nel 1995 (primo anno disponibile), su una variabile dicotomica per le province meridionali e sulla quota di laureati nella popolazione con età tra i 30 e i 60 anni nel 1991. Si è proceduto in modo simile per la relazione tra speranza di vita e istruzione della popolazione adulta

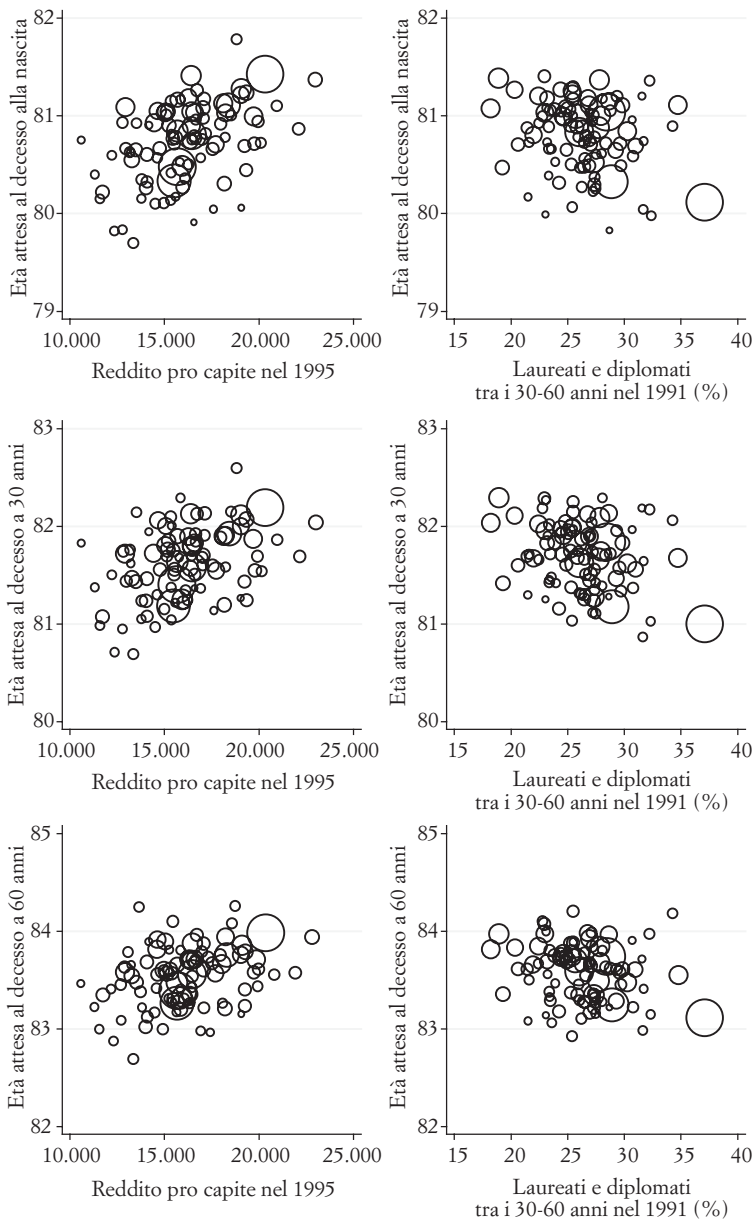


FIG. 14.8. Didascalia??

di vita e reddito indica il divario nella speranza di vita che mediamente ci si può attendere tra due province della stessa macroarea che circa 15 anni prima registravano la stessa speranza di vita e lo stesso livello di istruzione della popolazione adulta ma un reddito pro capite diverso. Allo stesso modo si legge la relazione tra speranza di vita e livello di istruzione della popolazione adulta. Le figure mostrano quindi che a parità di altre condizioni, in particolare il livello di istruzione medio, un reddito per abitante maggiore si associa con una maggiore speranza di vita a tutte le età. Per contro, depurando dall'effetto del reddito e da altri fattori, nelle province con una popolazione mediamente più istruita la speranza di vita risulta inferiore a fronte di una relazione complessivamente positiva se non si fosse tenuto conto delle altre differenze.

È importante notare che queste correlazioni, pur tenendo fin dove possibile debitamente conto di fattori potenzialmente concorrenti, non necessariamente rappresentano un legame a livello individuale tra la longevità e il grado di istruzione o il livello di reddito. Esse possono riflettere effetti aggregati delle caratteristiche locali sulla mortalità o, ancora, fattori ambientali. Con riferimento agli effetti aggregati, ad esempio, se persone più istruite sono più attente alla guida, anche i meno istruiti saranno meno coinvolti in incidenti stradali; ne deriva un beneficio generalizzato per la speranza di vita di entrambi i gruppi. Con riferimento ai fattori ambientali, essi potrebbero concorrere a spiegare la relazione negativa, sorprendentemente in contrasto con le evidenze sintetiche a livello individuale illustrate prima, tra longevità e livello di istruzione al netto degli effetti del reddito medio: ad esempio, poiché le persone istruite tendono a concentrarsi nei centri urbani più grandi esse sono anche mediamente esposte a fattori ambientali di rischio diversi da quelli prevalenti per i meno istruiti¹⁴.

(sostituendo nel gruppo di variabili dipendenti quest'ultima con il reddito pro capite). I residui di queste regressioni sono stati normalizzati per la media della variabile rilevante.

¹⁴ Questi fattori ambientali di rischio possono influire sulla mortalità attraverso molteplici canali. Ad esempio, il maggiore inquinamento atmosferico o gli incidenti stradali nei centri urbani possono aumentare, a parità di altre condizioni, la mortalità dei residenti; per contro, la presumibile maggiore presenza di ospedali in questi centri potrebbe concorrere a diminuirli.

Una valutazione della rilevanza a livello individuale delle caratteristiche sociodemografiche di interesse per la longevità richiede dunque di confrontare individui il più possibile simili lungo tutte le dimensioni tranne che per quella di interesse. Le evidenze di questo tipo, numerose per altri paesi, sono piuttosto scarse per l'Italia. Costa, Leombruni e Richiardi [2009] usano dati amministrativi di fonte Inps che consentono di seguire nel tempo un campione di pensionati tra il 1986 e il 2003 e di valutare le differenze di mortalità lungo la dimensione del reddito da pensione percepito, dell'inquadramento professionale prevalente durante la vita lavorativa e del settore di attività. Essi individuano un effetto significativo del reddito percepito nel ridurre il rischio di mortalità solo per i livelli di reddito più elevati. La loro analisi, anche a causa della mancanza delle informazioni necessarie, non consente però di valutare congiuntamente l'effetto del reddito e del livello di istruzione né di escludere fattori ambientali correlati con, ad esempio, la localizzazione territoriale degli individui. Cannari e D'Alessio [2004] sfruttano i dati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia per valutare i divari di mortalità lungo numerose dimensioni sociodemografiche, sia individuali sia del contesto ambientale di residenza le periodo 1993-2000.

Lo studio mostra come anche tenendo congiuntamente conto di numerosi aspetti individuali e ambientali, tra cui lo stato di salute, un indicatore della qualità dei servizi sanitari locali e l'essere residente nel Mezzogiorno, la probabilità di sopravvivere a distanza di due anni (il periodo intercorrente tra rilevazioni successive dell'Indagine) risulti maggiore per i più istruiti e per chi percepisce redditi più elevati; solo per i poveri una maggiore qualità dei servizi sanitari si associa a una maggiore probabilità di sopravvivenza. È importante notare che la disponibilità di informazioni dirette sullo stato di salute consente di trarre alcune conclusioni importanti. Da un alto, è possibile escludere che l'associazione tra condizioni socio-economiche e mortalità rifletta semplicemente una correlazione spuria, ovvero il fatto che una cattiva salute, non consentendo di lavorare, riduce il reddito e al contempo peggiora le prospettive di sopravvivenza. Dall'altro, è possibile affermare che, per l'Italia al pari degli altri paesi per cui esistono studi più numerosi, il livello di istruzione influenza la mortalità anche

attraverso canali diversi dalla sua azione pregressa sul livello di reddito e sullo stato complessivo di salute. Infatti, se l'unico effetto dell'istruzione fosse quello di migliorare lo stato di salute complessivo e, attraverso questo, aumentare la longevità, il divario di mortalità riconducibile all'istruzione, una volta che si tenesse conto dello stato di salute, dovrebbe svanire¹⁵. Per contro, la persistenza di una correlazione negativa tra istruzione e mortalità a parità di stato di salute suggerisce che i più istruiti siano in grado di fare meglio fronte a situazioni svantaggiose. Ad esempio, Avitabile, Jappelli e Padula [2008], analizzando un campione di cittadini europei con almeno 50 anni, mostrano che quelli più istruiti sono più propensi a effettuare test medici periodici (colonscopie e mammografie). Tuttavia, questa correlazione si annulla quando la qualità dei servizi sanitari disponibili è più elevata, suggerendo un ruolo suppletivo dell'istruzione in presenza di carenze delle strutture sanitarie.

Questi risultati forniscono indicazioni basate su un ampio insieme di informazioni sull'individuo. Tuttavia scontano alcuni limiti. Innanzitutto, la dimensione campionaria è piuttosto limitata essendo l'indagine disegnata per scopi diversi dallo studio della mortalità. In secondo luogo, la metodologia non consente ancora di stabilire con certezza se l'istruzione (o le altre caratteristiche considerate) effettivamente determini il rischio di mortalità¹⁶. L'applicazione di metodologie più appropriate, prevalentemente all'evidenza statunitense e britannica, conferma che parte della correlazione tra istruzione e mortalità riflette un nesso causale attraverso cui l'istruzione determina il rischio di mortalità [Lleras-Muney 2005]. Per l'Italia, una metodologia simile è applicata da Cipollone e Rosolia [2011] che studiano la mortalità di una popolazione di maschi meridionali con età compresa tra i 25 e i 35 anni nel corso degli anni '90 e mostrano che un aumento di 10 punti percentuali della quota di diplomati in un gruppo omogeneo per anno, comune di nascita e altri aspetti connessi con l'istruzione implica una riduzione del tasso di mortalità decennale nel gruppo di circa 2 punti percentuali.

¹⁵ Un ragionamento simile vale se ci si riferisce all'effetto dell'istruzione mediato dal livello del reddito.

¹⁶ Per le ragioni si rimanda ancora a Ichino [2001].

L'effetto sulla mortalità del gruppo risulta particolarmente forte: se fosse riconducibile esclusivamente alla minore mortalità dei più istruiti, implicherebbe che la probabilità individuale di morte nell'arco di un decennio per i diplomati fosse di circa 20 punti percentuali inferiore a quella dei meno istruiti, un valore evidentemente troppo ampio. Pertanto, è ragionevole supporre che vi siano effetti imitativi che amplificano gli effetti diretti individuali della maggiore istruzione propagandoli anche ai meno istruiti. Ad esempio, una quota maggiore di diplomati nel gruppo di riferimento, con comportamenti meno rischiosi, potrebbe indurre anche i meno istruiti a comportarsi in modo simile¹⁷. Infine, rispetto agli studi esistenti per altri paesi, questo lavoro si concentra su una popolazione molto più giovane. Il fatto che un maggior livello di istruzione contribuisca a ridurre il rischio di morte anche in età giovanili, già poco dopo che esso sia stato conseguito, suggerisce che tra i possibili canali ne esistono tali la cui azione è relativamente rapida. Tra questi, vi sono l'uso di alcol o droghe che plausibilmente sono anche più sensibili ai comportamenti imitativi.

4. *Conclusioni*

Le evidenze illustrate confermano l'esistenza di ampi divari socioeconomici nel rischio di mortalità, divari che riflettono anche la diversa incidenza di alcune cause. Questi divari sono diffusi ma non sistematici. Vi è infatti evidenza che non siano stabili nel tempo né che la loro tendenza sia uniforme tra gruppi demografici o per cause di decesso. Se a livello individuale la relazione empirica segnala un minore rischio di mortalità per i più istruiti, a livello più aggregato tale relazione è spesso meno evidente e sfavorevole ai più istruiti, suggerendo che l'istruzione o il reddito possono comportare anche una maggiore esposizione a contesti meno positivi per la speranza di vita.

¹⁷ Effetti imitativi di questo tipo sono riscontrabili in molte situazioni. Con riferimento alla popolazione oggetto di questo studio, Cipollone e Rosolia [2007] mostrano che la maggiore scolarità maschile indotta dall'esonero di alcune coorti dalla leva militare a seguito del terremoto dell'Irpinia determinò un aumento della scolarità femminile nelle stesse coorti di nascita.

Nel complesso la relazione di interesse e la sua misura, e quindi come le disuguaglianze di reddito o di istruzione si trasformino in disuguaglianze nella speranza di vita, non sembra essere indipendente dal contesto di riferimento. Ne è evidenza anche il fatto che la relazione tra istruzione e/o reddito e longevità è relativamente recente. Come notato da Deaton [2011], gli studi storici disponibili mostrano, pur con le necessarie cautele dovute alla carenza di dati, che fino alla fine del '700 non vi era nessuna evidente relazione tra misure di benessere economico o appartenenza agli strati più alti della popolazione (ad esempio, la nobiltà) e la speranza di vita [Harris 2004; Johansson 2009]. Da allora, i divari socioeconomici nella longevità hanno avuto andamenti alterni pur restando generalmente favorevoli ai più istruiti o benestanti¹⁸. Questo andamento è coerente con l'idea che istruzione e reddito consentono di avere più prontamente contezza o di disporre dei mezzi per sfruttare le innovazioni in ambito sanitario, medico, igienico o alimentare. Mano a mano che queste divengono accessibili o note a tutta la popolazione, sia attraverso la riduzione dei costi d'accesso sia attraverso la diffusione di informazione, i benefici si estendono a segmenti più ampi della popolazione. È anche coerente con i risultati, per quanto possibile confermati per l'Italia, che i divari di mortalità lungo il livello di istruzione e di reddito permangono anche se si tiene conto delle diverse caratteristiche del contesto di riferimento, del tipo di occupazione o, più in generale, dello stile di vita e dei fattori di rischio ad essi connessi¹⁹.

¹⁸ Ad esempio, in uno studio sulla natalità e mortalità differenziale lungo il reddito e l'occupazione tra la fine del XIX e i primi anni del XX secolo nelle principali città europee dell'epoca, Gini [1909] riporta tassi di mortalità tra i residenti dei quartieri meno agiati doppi o addirittura tripli rispetto a quelli prevalenti nei quartieri più ricchi.

¹⁹ La mortalità differenziale riconducibile ai fattori di rischio connessi con, ad esempio, il tipo di occupazione svolto da persone diversamente istruite non è certamente meno importante. Le determinanti, e quindi le risposte, sono tuttavia meno difficili da individuare disponendo di informazioni sulle attività connesse con una data occupazione.

CAPITALE SOCIALE E DISUGUAGLIANZA IN ITALIA

1. *L'associazione tra capitale sociale e disuguaglianza*

Con il termine capitale sociale (CS, d'ora in avanti) la letteratura socioeconomica indica una pluralità ampia di concetti, utilizzando una moltitudine ancor più vasta di misure. In maniera molto semplificata [per un'analisi delle tante definizioni si veda, ad esempio, de Blasio e Sestito 2011] è possibile individuare due nozioni principali: quella che sottolinea alcuni fattori culturali quali l'attitudine a cooperare con gli altri e le virtù civiche [Putnam *et al.* 1993; Guiso *et al.* 2010]; all'interno della quale rientrerebbe anche la nozione, molto popolare, di fiducia verso gli altri [Fukuyama 1995], e quella originaria [Bourdieu 1980; Coleman 1988], per cui il CS è inteso come dotazione di reti sociali¹.

Vi è ampio consenso sul fatto che il CS, specie nella sua prima nozione, sia legato positivamente alla crescita economica. La relazione tra CS e disuguaglianza è stata meno indagata; non mancano tuttavia importanti riferimenti teorici e empirici che suggeriscono un legame di tipo negativo: a maggiore capitale sociale si assocerebbero cioè assetti distributivi meno disuguali. In un'analisi cross-country per 72 paesi a diverso livello di sviluppo economico, Jordhal [2007] evidenzia un'associazio-

Questo capitolo è di Guido de Blasio e Giorgio Nuzzo, Banca d'Italia.

Le idee e le opinioni espresse in questo capitolo sono attribuibili ai soli autori; non coinvolgono la responsabilità dell'Istituto di appartenenza.

¹ Sebbene la seconda nozione sia stata tradizionalmente riferita per lo più agli individui [si veda, ad esempio, Glaeser *et al.* 2002], mentre la prima si collega maggiormente agli attributi di una data collettività che vive in un certo territorio [si veda, ad esempio, Bowles e Gintis 2002], per entrambi questi concetti è possibile derivarne delle misure di tipo individuale e di carattere locale.

ne negativa tra l'indicatore di fiducia generalizzata, misurata attraverso la *World Values Survey* (Wvs), e un indice di disuguaglianza (l'indice di Gini) tratto dall'archivio *Unu/Wider World Income Inequality Database*. Più avanti mostreremo che evidenze analoghe emergono per le regioni italiane.

L'associazione negativa potrebbe riflettere l'effetto del CS sulla distribuzione. È questo, ad esempio, il meccanismo sottolineato da Putnam *et al.* [1993], quando suggerisce che una caratteristica delle aree italiane caratterizzate da maggiore «senso civico» è quella di avere una disuguaglianza meno pronunciata. L'impatto negativo del CS sulla disuguaglianza potrebbe derivare unicamente dalla circostanza che il CS stimola la crescita economica e questa è associata a minore disuguaglianza. Oppure potrebbe dipendere dal fatto che il CS influenza in maniera più ampia le possibilità economiche degli individui più in basso nella distribuzione dei redditi e della ricchezza.

Più avanti mostreremo con riferimento al contesto italiano che dotazioni più elevate di CS a livello locale predicono, tra l'altro, una maggiore scolarità e una più ampia partecipazione femminile al mercato del lavoro. L'impatto del CS sulla distribuzione potrebbe essere dovuto all'effetto del CS sull'efficienza e la qualità dei servizi pubblici [si veda Giordano e Tommasino 2011], sulla disponibilità del credito per famiglie e imprese [Guiso *et al.* 2004], oppure sulla tipologia dei sistemi di *welfare*. Rothstein e Uslaner [2006], ad esempio, argomentano che nei paesi con basse dotazioni di CS potrebbe mancare il necessario supporto programmi di protezione sociale di tipo universalistico volti a ridurre le disuguaglianze.

L'associazione negativa tra CS e disuguaglianza potrebbe anche riflettere l'effetto della seconda sul primo. Assetti distribuiti meno disuguali potrebbero favorire l'accumulazione di CS, ad esempio, perché riflettono la più ampia possibilità di interazioni ripetute tra coloro che appartengono allo stesso gruppo socioeconomico². È anche ragionevole attendersi che

² Come mostrano gli studi di teoria dei giochi, la possibilità di interagire più volte con la stessa controparte limita eventuali comportamenti non cooperativi. Dove gli assetti distributivi sono meno diseguali, un numero maggiore di individui apparterrà allo stesso gruppo socioeconomico, intratterà più interazioni con individui dello stesso gruppo (interazioni che saranno improntate maggiormente alla cooperazione) e, per questa via, sarà

laddove il reddito e la ricchezza sono distribuiti in maniera più equa vi saranno minori conflitti per le risorse e quindi una maggiore fiducia reciproca anche tra coloro appartenenti a gruppi socioeconomici diversi (ad esempio, Kelly [2000] mostra che il tasso di criminalità è più elevato nei paesi più disuguali); è pure presumibile che nei contesti a minore disuguaglianza abbiano un ruolo più limitato alcune visioni politiche di natura conflittuale ed antagonista, come ad esempio quelle ispirate ai sentimenti di invidia verso i ricchi oppure alle ideologie che mettono in discussione la legittimità della proprietà privata [Fisher e Torgler 2006].

Con riferimento al contesto statunitense, Alesina e La Ferrara [2000] mostrano come gli individui caratterizzati da una maggiore propensione a fidarsi degli altri risiedano con una probabilità più elevata in aree con minore disuguaglianza reddituale (e minore eterogeneità etnica)³. Più avanti si mostrerà che evidenze simili si evincono anche per il contesto italiano. Per quanto riguarda la nozione di CS che fa riferimento alle reti sociali, la relazione tra CS e disuguaglianza è meno netta. Alcune tipologie di reti potrebbero favorire il perpetuarsi della disuguaglianza⁴; altre agirebbero in senso contrario. È utile a questo proposito distinguere tra reti di tipo *bonding*, *bridging* e *linking* [si veda Putnam 2000; Beugelsdijk e Smulders 2003; Stone 2003]. Con la prima si intendono le reti più strette, ad esempio quelle di tipo familiare in cui prevale il numero ridotto e la forte omogeneità tra i soggetti e le relazioni particolarmente intense [Banfield 1958]. Le reti di tipo *bridging* sono invece quelle di tipo informale (composte ad esempio di amici e conoscenti) caratterizzate da una maggiore eterogeneità dei rapporti avendo anche un carattere non esclusivo nei confronti dell'esterno [Granovetter 1973]. Infine le reti *linking* sono prevalentemente quelle che prevedono la partecipazione a gruppi

portato a fidarsi di più degli altri [su questi aspetti si veda anche Hardin 2006; Coffé e Geys 2006].

³ Per Gustavsson e Jordahl [2008], in un esercizio sulla Svezia, l'inuguaglianza è un'importante determinante della fiducia in particolare per le persone che si situano nella parte più bassa della distribuzione del reddito. A risultati analoghi giunge Leigh [2006] in uno studio sull'Australia.

⁴ Bordieu [1980] segnala che le persone tendono a creare legami in particolare con coloro che hanno un simile status sociale.

e associazioni e che si distinguono per la capacità di collegare gli individui al potere economico-politico. La relazione tra CS e disuguaglianza potrebbe differire a seconda della natura delle relazioni di rete. Ad esempio, le reti *bonding* potrebbero tendere a mantenere le disuguaglianze esistenti tra gruppi/famiglie; quelle *linking* a consentire maggiori opportunità agli aderenti; quelle *bridging*, che favoriscono opportunità e contatti con persone diverse dal gruppo di appartenenza e si pongono in maniera non esclusiva nei confronti degli esterni, dovrebbero essere più nettamente associate negativamente con la disuguaglianza [Sabatini 2009].

Anche per la nozione di CS che fa riferimento alla dotazione di reti sociali, le analisi empiriche hanno indagato sia il nesso tra distribuzione e CS sia quello opposto. Costa e Kahn [2001], ad esempio, argomentano con riferimento all'evoluzione delle reti di tipo *linking* e *bridging* nel dopoguerra, che l'aumento della disuguaglianza dei redditi è stata una causa rilevante per il declino del CS negli Usa⁵. Nel prosieguo di questo capitolo si mostrerà che anche nel contesto italiano coloro che risiedono in aree caratterizzate da minore disuguaglianza hanno un minore utilizzo di rapporti di tipo *bonding* nella ricerca del lavoro. Per il legame tra CS e distribuzione, basta qui ricordare che Portes [2000], che distingue tra fiducia generalizzata (verso gli altri) e fiducia all'interno di gruppi ristretti, argomenta che quest'ultima contribuirebbe a perpetuare eventuali disuguaglianze tra gruppi.

2. *Qualche evidenza per l'Italia*

Il contesto italiano rappresenta un caso interessante per lo studio del rapporto tra CS e disuguaglianza. Il nostro paese presenta, nella comparazione internazionale, un elevato livello di disuguaglianza, in cui è accentuata la componente territoriale;

⁵ D'Angelo e Lilla [2011], utilizzando i dati della European Community Household Panel dal 1994 al 2001 per 14 paesi europei, evidenziano come l'aumento della disuguaglianza favorisce i rapporti sociali di tipo anonimo, probabilmente per fenomeni di reciprocità e emulazione, mentre ostacola i rapporti di amicizia e vicinato, per effetto del possibile aumento di sentimenti di invidia.

la minore dotazione del CS nel Mezzogiorno è stata sottolineata sin dal lavoro pionieristico di Putnam *et al.* [1993].

2.1. Correlazioni tra misure regionali di CS e disuguaglianza

Una prima evidenza sulla natura della relazione tra CS e disuguaglianza si evince dalla correlazione dei due fenomeni a livello territoriale. L'analisi presentata in tab. A1 è effettuata sulla base di dati regionali, il maggior livello di dettaglio territoriale disponibile per le informazioni statistiche sulla disuguaglianza del reddito e delle ricchezze in Italia.

Nella tabella vengono presentate alcune correlazioni tra le misure di CS e gli indici di disuguaglianza. Per questi ultimi, abbiamo utilizzato quelli elaborati da Cannari e D'Alessio [2003] che riguardano sia i redditi sia la ricchezza e si riferiscono al periodo 1995-2000⁶. Per quanto riguarda le misure di CS, ne utilizziamo molteplici, per verificare eventuali differenze a seconda dell'accezione di CS, che ciascuna singola misura mira a cogliere. Per le misure di virtù civiche utilizziamo gli indicatori relativi alla partecipazione ai referendum ante 1990⁷ e alle donazioni del sangue⁸. Per quanto riguarda la fiducia, utilizziamo un indicatore della frazione di cittadini (tra i 18 e i 49 anni) che ritengono che «Gran parte della gente è degna di fiducia», rilevato dall'Istat [2006]. Le misure di reti sono quelle elaborate da Sabatini [2009] che distinguono tra le tre principali tipologie di reti (*bridging*, *bonding*, *linking*). Queste misure sono stimate utilizzando la metodologia delle componenti principali su dati delle indagini campionarie dell'Istat. Le reti di tipo *bonding* riflettono per lo più la dimensione e la strut-

⁶ Si tratta di stime che utilizzano le informazioni dell'Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia.

⁷ Questi referendum riguardano la scelta tra Monarchia e Repubblica (1946), il divorzio (1978), l'aborto (1981), la scala mobile (1985), il nucleare (1987) e alcuni temi ambientali (1990). Putnam [1993, 93-94] argomenta che la partecipazione ai referendum, contrariamente a quella per le elezioni politiche, non rappresenta, né un dovere legale né appare legata a fenomeni di voto di scambio.

⁸ L'indicatore riguarda la quantità di sangue raccolta (per 1.000 abitanti) nel 1995 dall'Avis (Associazione italiana dei donatori di sangue).

tura della famiglia, la frequenza degli incontri, e la prossimità spaziale dei familiari. Quelle di tipo *bridging* soprattutto la frequenza dei contatti con amici e conoscenti, la disponibilità a prestare aiuto al di fuori della famiglia e la soddisfazioni per i rapporti con gli amici. Infine, le reti di tipo *linking* esprimono la frequenza della partecipazione associativa, la propensione a prestare lavoro gratuito per le associazioni oppure per i sindacati e quella a finanziarne in qualunque modo le attività di questi organismi.

La tabella A1 mostra che le indicazioni della letteratura, riassunte nel paragrafo 1, sembrano ricevere supporto dall'analisi relativa alle regioni italiane. Vi è per lo più una correlazione negativa tra le misure di disuguaglianza e gli indicatori di CS. La significatività statistica della correlazione risulta più ampia con riferimento alla disuguaglianza nei redditi; per quanto riguarda la disuguaglianza della ricchezza, la relazione negativa risulta statisticamente significativa solo per le accezioni di CS legate al civismo. Infine, le diverse tipologie di reti sono diversamente correlate agli indicatori di disuguaglianza. La correlazione è negativa per l'indicatore per le reti di tipo *bridging* e, seppur in misura minore, per quello per le reti di tipo *linking*. La correlazione è positiva per le reti di tipo *bonding*.

2.2. L'effetto del CS sulla disuguaglianza

In che misura queste associazioni riflettono l'effetto del CS sulla disuguaglianza? Un nostro lavoro dal titolo *Historical Tradition of Civiness and Local Economic Development* [de Blasio e Nuzzo 2010a]⁹ fornisce degli elementi per rispondere a questo quesito. Lo studio collega i dati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia alle dotazioni locali di capitale sociale a livello provinciale. Queste ultime vengono misurate, in prima approssimazione, dalla partecipazione elettorale al voto nei referendum tenutisi fino al 1990. L'effetto del CS viene analizzato su alcuni *outcome* di tipo economico, rappresentati

⁹ Una versione precedente dello stesso lavoro è stata pubblicata in lingua italiana col titolo *Il capitale sociale à la Putnam e le regioni italiane: un'analisi empirica* [de Blasio e Nuzzo 2005].

da alcune variabili (misurate a livello individuale) per le quali la teoria economica suggerisce un effetto positivo del capitale sociale e che, allo stesso tempo, rappresentano dei fattori rilevanti per la disuguaglianza nei redditi e nelle opportunità: la produttività del lavoro, l'imprenditorialità, la partecipazione femminile al mercato del lavoro, l'istruzione, l'utilizzo di reti di tipo *bonding* nella ricerca del lavoro.

Le stime riflettono l'effetto complessivo del CS sugli *outcome*; i canali attraverso i quali l'effetto si materializza, potrebbero essere molteplici. Le aree con minore CS potrebbero registrare una più bassa *produttività del lavoro* (che noi misuriamo coi salari) a causa di una più alta propensione a comportamenti non professionalmente corretti (assenteismo; scarso impegno al lavoro) o, in modo equivalente, perché le imprese sostengono dei costi aggiuntivi al fine di prevenire frodi e comportamenti scorretti. Inoltre, un più alto affidamento alle reti personali nella ricerca di lavoro nelle aree con più basso CS potrebbe generare inefficienze nel processo di incontro tra domanda e offerta di lavoro con un relativo impatto negativo sulla produttività del lavoro. Infine, la scarsità relativa di CS potrebbe rendere più frequenti i fenomeni di razionamento nel mercato del credito e contribuire al peggior funzionamento delle istituzioni locali, influenzando negativamente i fattori di contesto che rilevano per la produttività.

Una carenza di CS potrebbe avere un effetto sfavorevole sulla *propensione degli individui a svolgere un'attività d'impresa*. Il CS, infatti, può promuovere una migliore difesa dei diritti di proprietà e ridurre la criminalità, stimolando per questa via le iniziative imprenditoriali. Laddove l'organizzazione della produzione avviene attraverso reti di imprese, ad esempio legate da rapporti di sub-fornitura come avviene nei distretti industriali, la condivisione di norme informali può agevolare le interazioni tra produttori indipendenti. Inoltre, anche per quanto riguarda l'imprenditorialità, il contributo del CS potrebbe dispiegarsi attraverso i canali del mercato del credito e della fornitura dei servizi pubblici.

Le aree con scarso capitale sociale sono generalmente caratterizzate da norme sociali meno favorevoli al *lavoro femminile*. Secondo Putnam *et al.* [1993, 175], nel Mezzogiorno la pervasività dei legami familiari «forti» si associa a famiglie di

tipo tradizionale, prevalentemente mono-reddito con la funzione lavorativa affidata all'uomo¹⁰. Anche per la partecipazione delle donne al mercato del lavoro, il funzionamento del settore pubblico locale e del settore del credito potrebbero veicolare l'effetto del CS (ad esempio, attraverso la fornitura di servizi per le donne lavoratrici oppure minori restrizioni all'accesso al credito per quelle che volessero mettersi in proprio). Le comunità con maggiore CS hanno probabilmente maggiori incentivi ad accumulare capitale umano. Per esempio, Coleman [1988] mostra che il CS ha la capacità di ridurre la probabilità di abbandono del sistema scolastico. Se inoltre il capitale sociale migliora il mercato creditizio diventa anche più facile accedere ai livelli scolastici per i quali sono richiesti maggiori costi [si veda, per esempio, Galor e Zeira 1993; Kane 2001]. Inoltre, essendo il CS associato a un maggiore ruolo del curriculum educativo nella ricerca del lavoro, gli incentivi all'investimento in capitale umano saranno maggiori in un contesto con alto CS.

Infine, nelle aree con più basso CS le decisioni di assunzione possono essere maggiormente influenzate dalle conoscenze personali e dai legami di sangue (cioè da reti di tipo bonding) e meno da fattori quali ad esempio riguardanti l'istruzione del candidato [si veda Fukuyama 1995]. Il nostro studio propone una prima stima della correlazione tra la partecipazione referendaria locale e i 5 outcome economici individuali (chiaramente, tenendo conto degli altri fattori che potrebbero avere un ruolo per gli outcome come, ad esempio, l'età, il sesso, l'istruzione, lo stato civile e la presenza di figli, ecc.). Alcuni risultati¹¹ sono riportati nella tabella A2, in cui si mostra, nella colonna OLS di ciascun outcome, che vi è una correlazione positiva, che però in alcuni casi è non statisticamente significativa.

Com'è noto, la correlazione non necessariamente riflette l'effetto causale del capitale sociale sull'economia. Per misurare quest'ultimo seguiamo una strategia di stima attraverso il metodo delle variabili strumentali (IV), basata sull'idea di persistenza delle dotazioni di capitale sociale locale. Utilizziamo quindi i dati collezionati dallo stesso Putnam e colleghi per il periodo successivo all'Unità d'Italia e che si riferiscono a alcuni aspetti

¹⁰ Si veda l'idea del familismo amorale di Banfield [1958].

¹¹ Si rimanda a de Blasio e Nuzzo [2005] per un'esposizione completa.

delle tradizioni civiche locali, come ad esempio la partecipazione elettorale alle elezioni libere (in quanto precedenti al periodo fascista) di quegli anni e l'intensità dei fenomeni associativi locali. Queste variabili sono effettivamente molto correlate con quelle che misurano le dotazioni attuali di capitale sociale¹². L'esercizio proposto – che si basa sull'assunto che le tradizioni civiche di un secolo prima non abbiano effetto sulla performance economica contemporanea, se non attraverso il loro impatto sulle dotazioni attuali di capitale sociale – suggerisce che l'effetto causale del capitale sociale è ampio. Le stime sono riportate nella prima colonna IV per ogni outcome. L'unica eccezione è rappresentata dall'outcome di reti bonding, per cui l'effetto è statisticamente non significativo.

Le stime dell'effetto causale ottenute attraverso il ricorso agli indicatori relativi alle tradizioni civiche locali successive all'Unità d'Italia sono più ampie di quelle relative alle semplici misure di correlazione. Questo suggerisce che tra i fattori di complicazione della stima, quelli relativi alla misura, che producono sottostima, hanno un ruolo più ampio di quelli collegati alle variabili omesse e alla causalità inversa, che tendono invece a produrre delle sovrastime. Vi è allora un modo per verificare la bontà delle stime ottenute con gli indicatori storici: utilizzare un altro indicatore delle dotazioni attuali di CS al posto di quelli storici. Questo esperimento, infatti, corregge per l'errore di misura ma non per i problemi relativi alle variabili omesse e alla causalità inversa. Impiegando allora come misura alternativa di capitale sociale, la variabile relativa alle donazioni di sangue (i risultati sono riportati nella seconda colonna IV per ogni outcome), si ottengono delle stime in linea con quelle che si ottengono con i dati storici sul CS.

2.3. *L'effetto della disuguaglianza sul CS*

L'associazione negativa tra disuguaglianza negli assetti distributivi e CS potrebbe anche dipendere dal fatto che nelle aree dove la distribuzione è meno disuguale gli individui sono maggiormente propensi a mettere in atto comportamenti pro-

¹² Inoltre, i test di overidentificazione sono incoraggianti.

sociali. Questo legame è indagato nell'esercizio documentato nella tabella A3, che si basa su un nostro lavoro recente dal titolo *Individual Determinants of Social Behavior* [de Blasio e Nuzzo 2010b]. L'esercizio utilizza i dati della sezione monografica dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane del 2004, in cui ai soggetti intervistati (circa 3.800) venivano poste alcune domande che miravano a cogliere alcuni degli aspetti connessi ai comportamenti di tipo sociale. In particolare, le domande si riferivano a 4 aspetti:

1) il senso civico (*Civic*), colto attraverso le risposte ad una serie di domande sul grado di ammissibilità dei seguenti comportamenti: *a*) evitare di pagare il biglietto su un mezzo di trasporto pubblico; *b*) tenere per sé il denaro di cui si è venuti in possesso in maniera fortuita ove sia possibile la restituzione al legittimo proprietario; *c*) evitare di segnalare il proprio nominativo al proprietario dell'autovettura che accidentalmente si è danneggiata durante una manovra di parcheggio;

2) l'interesse verso la politica (*Politics*), rilevato attraverso le risposte ad una domanda sul grado di interesse verso la politica;

3) la partecipazione ad associazioni (*Associations*), colto attraverso una domanda sull'eventuale partecipazione attiva a riunioni di associazioni o gruppi con finalità sociale;

4) l'utilizzo delle relazioni familiari e amicali per ottenere un trattamento preferenziale nei rapporti con la Pubblica Amministrazione (*Ref Red Tape*) e nella ricerca del lavoro (*Ref Work*), colto attraverso una domanda nell'indagine sull'utilizzo in passato di questi comportamenti.

Chiaramente, essendo derivate da risposte a una *survey*, il contenuto informativo di questi dati deve essere preso *cum grano salis*. Esso può rivelarsi debole laddove sono presenti fattori di *social desirability*, per cui il rispondente, nel timore di essere giudicato male dall'intervistatore, dà di sé un'immagine migliore di quella vera. In ogni caso, l'utilizzo di informazioni tratte dalle indagini è ormai standard nella letteratura empirica su SC, anche perché l'alternativa per la misurazione di questi aspetti, quella condotta attraverso esperimenti, è in genere molto più costosa ed ha una rappresentatività molto circoscritta. In più, come evidenzia Guiso *et al.* [2010], le misure di capitale sociale tratte dalle *survey*, mostra delle buone proprietà di

correlazione con altre che si misurano i comportamenti quando questi vengono messi in atto (*outcome-based*).

Nel primo blocco della tabella A3 sono riportati i risultati di una semplice analisi di regressione in cui ciascuna variabile di comportamento sociale viene regredita su un insieme standard di caratteristiche individuali, quali l'età (e il suo quadrato) del rispondente, il sesso, lo stato civile, il livello di istruzione conseguito, e la tipologia di impiego professionale¹³. A queste variabili si aggiungono due variabili territoriali: una misura della disuguaglianza regionale – alternativamente, il coefficiente di Gini nel reddito o nella ricchezza – e una misura del benessere economico dell'area – alternativamente, il reddito equivalente pro capite o la ricchezza pro capite (questi indicatori sono riferiti alla media del periodo 1995-2000, si veda Cannari e D'Alessio [2003]). Nell'esercizio tutte le variabili dipendenti sono definite in maniera tale che ai comportamenti pro-sociali siano associati i valori più elevati (in Civic i valori più alti sono quelli che esprimono maggiore senso civico; Politics, Associations, Ref Work e Ref Red Tape assumono il valore 1 per le modalità con connotazioni positive). Questo dovrebbe permettere una più agevole lettura dei risultati.

Dai risultati dell'analisi di regressione sembra emergere con chiarezza che, a parità di caratteristiche sociodemografiche degli individui e controllando per il livello di sviluppo economico dell'area, le persone che risiedono in aree con una distribuzione del reddito e/o delle ricchezze più sperequata (colta da un coefficiente di Gini più alto) hanno minore propensione a effettuare comportamenti pro-sociali. Il coefficiente non è statisticamente significativo per quanto riguarda l'utilizzo delle relazioni familiari e amicali per ottenere un trattamento preferenziale nei rapporti con la Pubblica Amministrazione (e relativamente a Politics, quando si usa come misura della disuguaglianza quella riferita ai redditi).

¹³ Chiaramente la capacità di queste variabili di predire comportamenti pro-sociali riveste un grosso interesse, almeno pari a quello relativo alle variabili che misurano gli assetti distributivi dell'area. In questa sede, però, queste variabili vengono utilizzate esclusivamente come variabili di controllo. Si rimanda quindi a de Blasio e Nuzzo [2010b] per l'analisi delle correlazioni tra queste variabili e le proxy di capitale sociale.

Nel secondo blocco della tabella A3 sono esposti i risultati che si ottengono aggiungendo alle regressioni anche una *dummy* relativa ai residenti nel Mezzogiorno. In questo caso i risultati vanno a cogliere l'effetto della disuguaglianza sui comportamenti pro-sociali all'interno delle due principali macroaree. Nella sostanza, si sterilizza per tutte quelle caratteristiche che differenziano il meridione dal centro nord e che potrebbero aver generato le correlazioni osservate. I risultati restano simili a quelli ottenuti nel primo blocco, ad eccezione per l'outcome che si riferisce alla propensione a cooperare verso anonimi (Civic) per cui l'associazione, pur rimanendo negativa, risulta più debole¹⁴.

3. Conclusioni

La letteratura economica suggerisce una correlazione negativa tra capitale sociale e disuguaglianza. In questo capitolo abbiamo mostrato che l'associazione negativa trova conferma nei dati relativi ai territori italiani. Sulla base di due nostri lavori recenti abbiamo illustrato come, da un lato, la correlazione negativa potrebbe riflettere l'effetto delle dotazioni locali di capitale sociale su alcune possibilità degli individui (come, ad esempio, quelle relative all'istruzione e alla partecipazione delle donne al mercato del lavoro); dall'altro, l'associazione negativa tra i due fenomeni potrebbe derivare da un nesso opposto, ovvero dall'effetto di assetti distributivi locali meno disuguali sui comportamenti di tipo sociale dei residenti.

¹⁴ A differenza dello studio esposto nel paragrafo precedente, per quanto riguarda l'effetto della disuguaglianza sul CS non abbiamo tentato alcun esperimento che permettesse di distinguere la causalità dalla correlazione.

Appendice: tavole statistiche

TAB. A1. *Correlazioni tra indicatori di capitale sociale e indicatori di disuguaglianza per le regioni italiane*

Indicatore di CS/Misure di distribuzione	Fiducia	Partecipazione ai referendum	Donazioni di sangue	Reti bridging	Reti linking	Reti bonding
Indice GINI dei redditi familiari	-0,4321 (0,0571)	-0,8098 (0,0000)	-0,5866 (0,0067)	-0,7915 (0,0000)	-0,5006 (0,0246)	0,6192 (0,0036)
Indice GINI della ricchezza familiare	-0,0805 (0,736)	-0,4696 (0,0367)	-0,2662 (0,2565)	-0,312 (0,1796)	-0,222 (0,3469)	0,0698 (0,77)
Deviazione logaritmica media del reddito familiare	-0,4527 (0,045)	-0,8198 (0,000)	-0,5964 (0,0061)	-0,8193 (0,0000)	-0,4921 (0,0275)	0,6643 (0,0014)
Deviazione logaritmica media della ricchezza familiare	-0,0859 (0,7187)	-0,4405 (0,0519)	-0,3913 (0,0880)	-0,3031 (0,1939)	-0,1827 (0,4408)	0,1053 (0,6585)

Nota: Tra parentesi sono riportati i livelli di significatività.

Fonti: Elaborazioni degli autori su dati Cannari e D'Alessio [2003], Istat [1996], Guiso *et al.* [2004] e Sabatini [2009].

Tab. A2. *L'effetto del capitale sociale su alcuni outcome individuali*

	Produttività del lavoro		Imprenditorialità		Non partecipazione femminile	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
Capitale Sociale	0,051 (0,114)	0,790 (0,311)	0,256 (0,088)	0,415 (0,219)	-0,546 (0,245)	-1,069 (0,511)
Strumento	-	CS storico Donazioni di sangue	-	CS storico Donazioni di sangue	-	CS storico Donazioni di sangue
R ²	0,40		0,29		0,23	
Osservazioni	24.127	24.127	15.932	15.932	15.501	15.501
	Istruzione, almeno scuola superiore					
	Segnalazioni per il lavoro di amici e conoscenti					
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
Capitale Sociale	-0,008 (0,204)	0,542 (0,217)	0,367 (0,293)	0,259 (0,478)	0,995 (0,912)	
Strumento	-	CS storico Donazioni di sangue	-	CS storico Donazioni di sangue		
R ²	0,11		0,05			
Osservazioni	53.894	53.894	3.431	3.431	3.338	

Note: I dati sono quelli dell'indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia, anni dal 1993 al 2000. Le regressioni includono alcuni controlli individuali (anni di istruzione, esperienza/età, sesso, stato civile, background familiare, ecc.), dummy per macroarea e effetti fissi per anno di survey (con l'eccezione di quella che riguarda la modalità di ottenimento dell'occupazione per la quale sono disponibili i dati per il solo 1993). Si veda de Blasio e Nuzzo [2005] per un maggiore dettaglio sulle definizioni e sulle fonti delle variabili e sui risultati del I stadio delle regressioni con variabili strumentali. In parentesi sono riportati gli errori standard, clusterizzati a livello provinciale per le stime OLS e le stime IV che si basano sulle donazioni di sangue e a livello regionale per le stime IV che utilizzano gli indicatori storici di CS.

Tab. A3. *L'effetto della disuguaglianza su alcuni comportamenti sociali*

	Civic		Politics		Associations		Ref work		Ref red tape	
	Reddito	Ricchezza	Reddito	Ricchezza	Reddito	Ricchezza	Reddito	Ricchezza	Reddito	Ricchezza
Indice GINI del reddito/ricchezza pro-capite regionale	-11,115*** (3,852)	-6,058*** (2,827)	-0,345 (0,311)	-0,528** (0,224)	-1,295*** (0,235)	-0,726*** (0,171)	-0,535* (0,271)	-0,514** (0,204)	-0,185 (0,227)	-0,220 (0,170)
Reddito/Ricchezza pro-capite regionale	1,695*** (0,545)	1,244*** (0,263)	0,081* (0,043)	0,068*** (0,020)	0,090*** (0,033)	0,008 (0,016)	0,041 (0,039)	0,049*** (0,018)	0,119*** (0,032)	0,075*** (0,016)
Inclusione di una dummy per i cittadini che risiedono nel Mezzogiorno										
Indice GINI del reddito/ricchezza pro-capite regionale	-7,762* (4,147)	-2,295 (2,878)	-0,946*** (0,338)	-0,669*** (0,230)	-1,207*** (0,260)	-0,654*** (0,177)	-0,285 (0,293)	-0,412*** (0,207)	-0,000 (0,240)	-0,090 (0,172)
Reddito/ricchezza pro-capite regionale	0,340 (0,827)	-0,497 (0,384)	0,302 (0,064)	0,123*** (0,029)	-0,118** (0,049)	-0,018 (0,023)	-0,077 (0,059)	-0,004 (0,027)	0,025 (0,050)	-0,001 (0,023)
Dummy SUD	-1,102** (0,465)	-1,863*** (0,301)	0,182*** (0,041)	0,064** (0,025)	-0,021 (0,027)	-0,029 (0,017)	-0,090*** (0,034)	-0,059*** (0,022)	-0,717** (0,031)	-0,083*** (0,020)
Osservazioni:	3.798	3.798	3.798	3.798	3.798	3.798	3.798	3.798	3.798	3.798
Metodo di stima:	OLS	OLS	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit

Note: I dati sono quelli dell'Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia, anni del 2004. Le regressioni includono alcuni controlli individuali (anni di istruzione, esperienza/età, sesso, stato civile, background familiare, ecc.). Si veda de Blasio e Nuzzo [2010b] per un maggiore dettaglio sulle definizioni e sulle fonti delle variabili. In parentesi sono riportati gli errori standard, clusterizzati a livello regionale.

PARTECIPAZIONE ELETTORALE
ED EFFETTI DELLE DISUGUAGLIANZE1. *Introduzione*

Nelle democrazie moderne andare a votare è l'esito di una scelta individuale. Ma per molti è una scelta che pare diventata un'abitudine [Plutzer 2002]. Una buona abitudine perché rappresenta esercizio di virtù civiche per chi crede che andare a votare sia un dovere morale. Ma anche una abitudine utile per chi ritiene che votare possa fare una differenza per esprimere la propria identità politica o difendere le proprie preferenze. Come tutte le abitudini anche l'andare a votare si apprende. In famiglia, a scuola, nel lavoro. Per molti i casi della vita possono però averne reso difficile l'apprendimento. Alcuni studi hanno osservato che in molte democrazie la probabilità di andare a votare aumenta tra chi cresce in famiglie in cui si parla spesso di politica, tra chi ha un titolo di studio elevato [Verba *et al.* 1978; Blais 2000]. Caratteristiche queste che spesso sono associate ad un buon livello di reddito familiare e individuale. Il che pone evidentemente un problema. Se la scelta di andare a votare dipende dalla condizione sociale allora la disuguaglianza sociale può divenire disuguaglianza politica. Si è cittadini come gli altri, ma nell'esercizio dei propri diritti politici non si è come gli altri. Si è però anche osservato [Verba *et al.* 1978; Rosenstone *et al.* 2002; Verba, Nie e Brady 1995; Barbagli e Macelli 1985] che in altre democrazie disuguali condizioni sociali non implicano un parimenti disuguale esercizio del diritto di voto. Si recano cioè a votare anche coloro che dalla lotteria della vita non hanno le caratteristiche individuali prima richiamate. Ciò accade, secondo questa teoria, perché la scelta di andare a votare può essere in-

Questo capitolo è di Paolo Segatti e Francesco Scervini, Università di Milano.

dotta dalle attività di mobilitazione dei partiti, dal prendere parte ad associazioni, gruppi informali, organizzazioni di interesse e anche le chiese. I meccanismi attraverso cui i partiti mobilitano i loro elettori o la partecipazione sociale dispone alla partecipazione politica possono avere effetti diretti sugli individui o indiretti attraverso una pressione ambientale che spinge un individuo ad evitare comportamenti, come l'astensione, che il suo gruppo di riferimento potrebbe considerare devianti. Comunque sia alla fine la mobilitazione organizzativa dei partiti e la partecipazione associativa potrebbero riequilibrare gli effetti della disuguaglianza sociale costruendo condizioni di uguaglianza politica. Le ricerche comparate sulle differenze tra paesi del livello di partecipazione hanno poi mostrato che anche le istituzioni e le procedure elettorali svolgono un ruolo importante riducendo il costo dell'atto di voto [Blais 2000]. Tra queste l'obbligatorietà del voto pare avere l'effetto più importante. Infine se la scelta di andare a votare è una abitudine allora è opportuno chiedersi quali sono le condizioni che la conservano o meno inalterata nel tempo. Le caratteristiche individuali come l'istruzione contano come contano la capacità di mobilitazione dei partiti o il capitale sociale. Ma secondo uno studio comparato sull'andamento della partecipazione elettorale in ventidue democrazie dalla fine della seconda guerra mondiale sino al 1999 risulta che contano pure, e forse di più, le caratteristiche della competizione elettorale [Franklin 2004]¹. La tesi di Franklin è che «La partecipazione

¹ Lo studio di Franklin [2004] è importante anche perché offre una soluzione al vicolo cieco nel quale si è infilata la teoria che vuole di spiegare il voto come una scelta razionale. Secondo questa teoria il voto sarà anche una abitudine, ma è una abitudine che si fonda su premesse irragionevoli sul piano individuale. Se un elettore dispone solo del suo voto e nelle democrazie di massa il peso di un solo voto ha un valore del tutto marginale sugli esiti di una elezione, allora come spiegare il fatto che milioni di elettori comunque si recano a votare. La proposta di Franklin è che il calcolo che un elettore fa non valuta il peso invero marginale del suo voto rispetto a quello di tutto l'elettorato. Si limita invece a calcolare il peso del suo voto valutando quanto la sua astensione potrebbe danneggiare la realizzazione in sede elettorale delle preferenze del suo gruppo di riferimento, il quale a sua volta è probabile che abbia buoni argomenti di pressione su di lui. Quella di Franklin è una prospettiva critica della Teoria della scelta razionale molto diversa da quella di Pizzorno. Ma entrambe sottolineano il fatto che gli elettori non si avvicinano alle elezioni uti singuli ma sempre in relazione ad un gruppo sociale di riferimento.

elettorale non dipende da come la gente si avvicina alle elezioni, ma da come le elezioni appaiono alla gente» [*ibidem*, 6]. I risultati della sua indagine mostrano in particolare che in elezioni poco competitive la partecipazione tende a diminuire. Le caratteristiche del contesto elettorale infine hanno effetti maggiori tra chi vota per la prima volta nella sua vita, le matricole del voto, soprattutto quando agli effetti di elezioni poco competitive si aggiungono gli effetti indotti da modifiche delle istituzioni elettorali, come l'abbassamento del diritto di voto ai diciottenni e/o l'abolizione del voto obbligatorio. Tutto ciò impedirebbe la formazione di una abitudine al voto.

2. *Il problema e i dati per analizzarlo*

Abbiamo riassunto brevemente le principali teorie che hanno cercato di spiegare le differenze di livello della partecipazione elettorale tra paesi e il loro andamento nel tempo perché forniscono utili spunti per analizzare il caso italiano, illustrato dalla figura 16.1.

La figura 16.1 mostra il cambiamento nel tempo della affluenza elettorale dalle elezioni del 1946 a quelle del 2008. L'andamento della partecipazione elettorale è rappresentato su due scale diverse. Quella di destra che va da 0 a 100 mostra che nell'arco di più di sessant'anni la partecipazione si è mantenuta ad un livello elevato. Il tasso di partecipazione su diciassette elezioni è oscillato attorno ad una media del 90% circa con una variazione media di poco più di tre punti e mezzo tra tutte elezioni. Tra le ventidue democrazie analizzate da Franklin la maggior parte ha dal 1945 al 1999 un tasso medio di partecipazione inferiore a quello italiano e nel contempo variazioni maggiori. L'Italia è stata sino ad ora un caso di democrazia caratterizzata da un livello di partecipazione alto e relativamente stabile nel tempo. È bene tener presente questo dato comparato perché ci aiuta a mettere in prospettiva quello che invece ci fa vedere l'asse di sinistra della figura 16.1. Grazie ad una diversa scala l'asse di sinistra rende più visibili i dettagli dei cambiamenti intercorsi e indica con chiarezza dove sta il problema di cui ci occuperemo in questo capitolo. Come si può vedere la partecipazione in Italia inizia a scendere dai primi anni

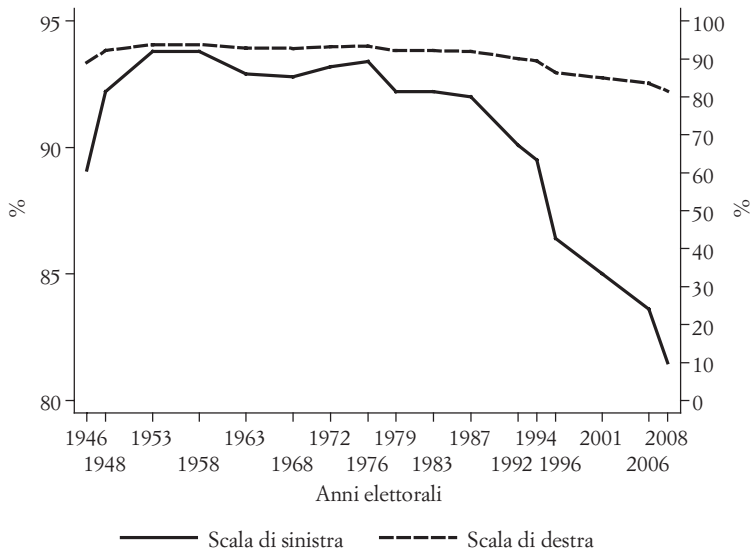


FIG. 16.1. Andamento della partecipazione in Italia dal 1946 al 2008.

'80, ma è dal 1994 che cala di più. La differenza tra il livello massimo di partecipazione elettorale, raggiunto nelle elezioni del 1953 e del 1958, e quello delle ultime elezioni del 2008 è di oltre 12 punti percentuali. Di questi ben 8 si verificano nel passaggio dal 1994 alle ultime elezioni. Quali sono le ragioni di questo declino di partecipazione?

La breve rassegna della letteratura sulla partecipazione elettorale e il suo andamento nel tempo suggeriscono di considerare come importanti tre fattori: la legislazione elettorale, in particolare le norme sull'obbligatorietà del voto, il livello di competitività tra i partiti e la capacità che i partiti hanno di contrastare, attraverso la mobilitazione, l'effetto dell'istruzione e di altre risorse individuali pre-politiche sulla formazione dell'abitudine di recarsi a votare. Tutti e tre questi fattori sono stati coinvolti nel mutamento politico-istituzionale da cui è nata quella che impropriamente viene chiamata «seconda repubblica».

Nel 1993 (d.lgs. n. 534) è stata rimossa l'obbligatorietà del voto attraverso l'abolizione delle sanzioni, per altro sempre

virtuali, che colpivano l'elettore astensionista. In altre democrazie, ad esempio in Olanda, l'abolizione del voto obbligatorio ha avuto effetti più sensibili sulle nuove coorti di elettori non più esposte a quella pressione. Ma l'effetto sul totale del corpo elettorale è risultato dilazionato nel tempo, dipendente dal tasso di sostituzione delle vecchie coorti di elettori socializzate a tener conto dell'obbligatorietà del voto con quelle più giovani. In questo contributo esamineremo se anche in Italia è avvenuto qualcosa di simile attraverso un'analisi delle differenze tra le coorti d'età del livello di partecipazione elettorale nelle elezioni del 1994 e in quelle successive.

Non esamineremo invece l'impatto del livello di competitività tra i partiti. Una simile analisi è inutile perché in realtà tutte le elezioni dal 1994 in poi sono state molto più competitive di quelle precedenti al 1994 [Segatti 2011]. Quindi non è in questa direzione che si deve guardare se si vuole spiegare il calo della partecipazione dopo il 1994. Potrebbe invece essere peggiorato l'ultimo dei tre fattori: la capacità dei partiti di contrastare l'effetto delle differenze sociali, *in primis* l'istruzione, l'abitudine di recarsi a votare. Con la conseguenza che è venuta meno la capacità dei partiti di costruire uguaglianza politica.

Per la stragrande maggioranza degli italiani dal 1946 in avanti andare a votare è diventata una abitudine, non importa quali fossero il genere, le condizioni sociali o il livello di istruzione, grazie certamente al voto obbligatorio, ma anche per effetto del livello di penetrazione dei partiti nella società. Tanto è vero che laddove le culture ideologiche del novecento italiano e le loro proiezioni partitico-organizzative avevano radici meno estese, come nelle regioni a sud di Roma, il tasso di partecipazione è stato minore [Cartocci 1990; Sani e Manheimer 2001; Tuorto 2006]. Le culture ideologiche erano entrate in crisi già dagli anni '80. Ma è dagli anni '90 che anche le loro proiezioni partitico-organizzative vengono meno. I soggetti che li hanno sostituiti vengono chiamati partiti, ma per lo più sono comitati elettorali al servizio di un «leader» o organizzazioni ben lontani dalla stabilità organizzativa che dicono di voler costruire. In entrambi i casi la capacità di determinare una pressione ambientale al voto tra gli elettori, anche tra quelli pur inclini a votarli, è minore di quella che avevano i vecchi partiti. Se questa è la condizione che carat-

terizza le relazioni tra partiti ed elettori, allora forse il calo di partecipazione dal 1994 al 2008 va imputato alle decisioni di quegli elettori che non vanno più a votare perché sono venute meno le pressioni che li convincono ad andare a votare mentre continuano a contare le condizioni di disuguaglianza individuale e contestuale a cui sono esposti che non li spingono certo ad andare a votare.

Un esame circostanziato degli effetti sull'andamento della partecipazione elettorale della ridotta capacità di mobilitazione dei partiti post-1994 va al di là dei limiti di questo contributo. In questa sede invece affronteremo il problema dal lato opposto. Analizzeremo cioè se gli effetti dell'istruzione sono aumentati nelle elezioni dal 1994 in poi e come tali effetti siano condizionati dal livello di disuguaglianza di reddito nelle regioni di residenza. Se il calo di partecipazione fosse associabile a questi due fattori, allora potremmo pensare che dietro al calo c'è forse anche il fatto che i partiti post-1994 non sono più in grado di mobilitare in modo efficace gli elettori, in particolare quelli che sono privi di risorse quali il livello di istruzione.

Per condurre questo tipo di analisi sono necessari dati sull'affluenza alle urne a livello individuale. Dati di questa natura sono forniti dalla serie storica di inchieste campionarie Itanes. Per quanto i campioni Itanes godano di uno standard elevato di rappresentatività della popolazione di riferimento, le informazioni raccolte dalle inchieste Itanes sulla partecipazione soffrono di un limite comune a tutti gli studi che avvalgono di dati di questo tipo. Essi infatti tendono a sottostimare fortemente il numero di elettori che non si recano alle urne in occasione delle elezioni politiche. Ciò accade evidentemente perché una parte degli intervistati ha dimenticato se si è recato a votare o meno oppure, mentendo circa il suo effettivo comportamento di voto, vuole presentare durante l'intervista una immagine di sé coerente con l'idea normativa del buon cittadino che si reca sempre alle urne. Una alternativa alle informazioni ricavate da interviste a campione di cittadini in età di voto è rappresentata dai dati contenuti nei registri delle sezioni elettorali che riportano se un cittadino ha votato o meno. L'Istituto Cattaneo da tempo ha avviato un programma di ricerche sull'astensionismo alle elezioni politiche e regionali che si avvale di questo tipo di dati. Lo fa sulla base di un campione casuale di cento sezioni

rappresentativo della popolazione di riferimento². Uno dei criteri della selezione, oltre alla dimensione del comune a cui appartengono le sezioni, è rappresentato dal colore politico che caratterizza la geografia tradizionale italiana. Possiamo dunque dire che il campione Prospex, il cui disegno campionario fu definito negli anni '80, rappresenta un'Italia elettorale che solo in parte è sopravvissuta al terremoto dei primi anni '90. Questo non è un limite, perché ci consente di interrogarci sul significato di eventuali cambiamenti nel tempo, anche se non possiamo osservarli direttamente, perché i dati sulla partecipazione individuale iniziano con le elezioni del 1994 e finiscono con quelle del 2006. Ciò vuole dire che nel prosieguo dell'analisi ci occuperemo non del calo di partecipazione elettorale verificatosi dal 1994 al 2008 pari a 8 punti percentuale, ma di quello verificatosi alla data delle elezioni del 2006 che è pari a 5,9 punti percentuali. È questo il dato che cercheremo di mettere a fuoco nelle prossime analisi. I dati sulla partecipazione elettorale a livello individuale forniti dal campione Prospex mostrano uno scostamento dai dati aggregati forniti dal ministero degli Interni che oscilla tra un minimo pari allo -0,8 ad un massimo pari a -4,6 punti percentuali [Tuorto 2010, 62]. Le informazioni sulle caratteristiche individuali di chi ha votato o no contenute nei registri elettorali sono ovviamente molto poche. Si limitano solo al comune di residenza, al genere, all'anno di nascita e, sino al 2001, il livello di istruzione e la condizione professionale. I dati del 2006 relativi all'istruzione e alla condizione professionale riportano dunque informazioni individuali che si fermano al 2001. Abbiamo deciso comunque di utilizzare lo stesso i dati relativi all'istruzione sulla base della considerazione che potrebbero essere cambiati solo per una parte degli elettori il cui comportamento di voto è stato registrato (i più giovani). Non abbiamo invece preso in considerazione i dati relativi alla condizione professionale.

Per analizzare in che misura la disuguaglianza di reddito

² Le informazioni raccolte riguardano le elezioni regionali e politiche dal 1994 al 2006. Le sezioni incluse nel campione coprono tutte le regioni tranne la Valle d'Aosta e il Trentino-Alto Adige. In questa sede esamineremo i dati delle sole elezioni politiche dal 1994 al 2006 che riguardano circa 209.000 elettori.

condiziona le caratteristiche individuali associate alla partecipazione elettorale attingeremo ad una seconda fonte di dati relativi al reddito degli italiani. Queste informazioni sono tratte dall'«Indagine sui bilanci delle famiglie italiane», condotta dalla Banca d'Italia di norma ogni due anni. Il campione è composto da circa 8.000 famiglie per ogni anno, rappresentative della popolazione italiana a livello di macroarea. A partire dai dati familiari, ricaviamo due categorie di informazioni: innanzitutto, calcoliamo il reddito individuale sulla base della scala di equivalenza detta «della radice quadrata»³. Una volta ottenuto il reddito individuale, ne calcoliamo la media e un indicatore di disuguaglianza, l'indice di Gini⁴, a livello regionale. Si noti che i dati qui riportati possono differire dai dati ufficiali per tre ordini di motivi: la diversa fonte dei dati (Istat piuttosto che Banca d'Italia), l'uso delle scale di equivalenza familiare e il fatto che i dati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane siano rappresentativi a livello di macroarea piuttosto che regionale. I dati sul livello e sulla distribuzione dei redditi sono infine riferiti allo stesso anno (per il 2006) o all'anno precedente, qualora non sia disponibile il dato contemporaneo (in questo caso, dati del 1993 riferiti alle elezioni del 1994, del 1995 riferiti al 1996 e del 2000 riferiti al 2001).

Riassumendo, nelle prossime pagine analizzeremo l'evoluzione della partecipazione elettorale dal 1994 al 2006 all'interno di alcune coorti di nascita per identificare quale è stato il loro contributo al calo di partecipazione. Successivamente passeremo ad una analisi a livello individuale in ogni singola regione degli

³ Il principio alla base delle scale di equivalenza è l'assunzione che le necessità di un nucleo familiare crescano in maniera meno che proporzionale all'aumentare del numero di individui, data la presenza di spese fisse quali alloggio, trasporti, alcuni servizi ecc. Tra le varie scale di equivalenza, abbiamo scelto di adottare quella dell'Ocse, che consiste nel dividere il reddito familiare per la radice quadrata del numero di componenti della famiglia. Ad esempio, un reddito di 10.000 euro per un *single* equivale a circa 14.150 euro per una famiglia di due persone, a circa 17.300 per una di tre e a 20.000 per una di quattro.

⁴ Il coefficiente di Gini è l'indicatore di gran lunga più usato per descrivere la disuguaglianza del reddito e, semplificando, è correlato alla distanza media tra ogni individuo e la media della distribuzione. Il suo *range* di valori è tra 0, perfetta uguaglianza, e 1, perfetta disuguaglianza (cioè, un solo individuo detiene tutto il reddito di una popolazione).

effetti del titolo di studio sulla scelta di partecipare, tenendo sotto controllo il genere e l'età. Su questa base cercheremo di stimare se gli effetti del reddito e la sua disuguaglianza di reddito a livello regionale interagiscono in misura significativa con il livello di istruzione individuale.

3. *Coorti d'età e partecipazione elettorale*

Il campione Prospex di elettori italiani è stato diviso in otto coorti di nascita. Quattro di queste riguardano elettori che erano iscritti nelle liste elettorali già prima delle elezioni del 1994. Il criterio con il quale si sono segmentate queste coorti si basa sul periodo storico nel quale hanno fatto le loro prime esperienze politiche e di voto. Quindi abbiamo incluso nella prima coorte i nati sino al 1935, nella seconda quelli nati tra il 1936 al 1955, nella terza quelli nati dal 1956 al 1965, nella quarta quelli nati dal 1966 al 1975. Le restanti quattro riguardano elettori iscritti per la prima volta nelle liste elettorali dalle elezioni del 1994 a quelle del 2006. Sono proprio questi gli elettori, quelli che votano per la prima volta, che secondo Franklin [2004] in gran parte delle democrazie possono contribuire di più al relativo declino della partecipazione elettorale, date alcune condizioni, come ad esempio una modifica delle norme che regolano l'obbligatorietà del voto.

L'ultima riga della tabella 16.1 riporta il tasso aggregato di partecipazione elettorale e il calo che ha subito se confrontiamo quello del 2006 con quello del 1994 (-5,9 punti percentuali). L'ultima colonna mostra invece di quanto è calata la partecipazione nel 2006 nelle coorti d'età presenti già nelle liste del 1994. La coorte dei nati prima del 1935 registra il calo maggiore (-12,6). Seconda per diminuzione è la coorte che raggruppa coloro che hanno raggiunto l'età di voto per la prima volta nel 1994 (-6,7). Particolarmente piccolo è il calo nelle coorti di nascita centrali nell'elettorato italiano. Se pesiamo il calo di partecipazione di queste cinque coorti per la consistenza numerica di chi al loro interno ha votato rapportata al totale di elettori che hanno votato nel 2006 otteniamo una stima del loro contributo alla diminuzione generale di 5,9 punti percentuali. Tale stima ammonta a 3,7 punti percentuali. Il che suggerisce

TAB. 16.1. *Percentuale di elettori che si sono recati alle urne in quattro elezioni politiche all'interno di otto coorti di nascita*

Anno di nascita	1994	1996	2001	2006	Differenze tra il 2006 e il 1994
Sino al 1935	82,7	80,0	76,7	70,1	-12,6
Dal 1936 al 1955	91,7	91,2	91,1	89,8	-2,0
Dal 1956 al 1965	90,0	90,0	89,2	89,3	-0,8
Dal 1966 al 1974	91,6	89,7	86,6	86,9	-4,7
Dal 1975 al 1976	93,1	90,9	85,3	86,3	-6,7
Dal 1977 al 1978		91,9	85,2	84,5	
Dal 1979 al 1983			87,7	83,2	
Dal 1984 al 1988				86,6	
Tasso di partecipazione	89,5	86,4	85,0	83,6	-5,9

che il contributo dato dalle coorti di nuovi elettori alla caduta verificatosi dal 1996 al 2006 ammonterebbe a 2 punti del calo generale. Due considerazioni possiamo fare a questo punto. Anzitutto i nuovi elettori dal 1996 al 2006 tendono a votare di meno di molte coorti adulte (tranne la più anziana) e soprattutto hanno una pratica del voto irregolare. Per esempio la coorte che ha raggiunto l'età di voto per la prima volta nel 1994 ha sì una percentuale di voto più alta di quella delle altre coorti, ma già nel 1996 scende e nel 2001, alla terza elezione mostra una percentuale di partecipanti inferiore a quella di altre coorti. Franklin [2004] sostiene che per «immunizzare» una abitudine di voto occorre andare a votare con regolarità per tre prove elettorali. I nuovi elettori italiani non superano questa prova. Se i comportamenti dei giovani anticipano il nostro futuro, possiamo attenderci un calo significativo di partecipazione alle prossime elezioni come accade in altre democrazie nelle quali era stata cambiata le norme dell'obbligatorietà.

La seconda considerazione è che il declino di partecipazione nell'arco delle elezioni dal 1994 al 2006 è generalizzato. Si manifesta, ancorché in modo differenziato, sia tra elettori che avevano l'abitudine di votare regolarmente sia tra elettori che non si sono ancora formati questa abitudine (e a questo punto è lecito pensare che non se la formeranno). Il che suggerisce che esistono fattori che influenzano negativamente la scelta di recarsi alle urne comuni a tutte le coorti di nascita. Ma a generare effetti tendenzialmente comuni a tutte le coorti ci sono, come sempre, le disuguaglianze a livello individuale,

come il livello di istruzione, e poi quelle a livello di contesto. È aumentato dal 1994 in poi l'effetto del livello di istruzione sulla partecipazione elettorale? È possibile che le differenze individuali come l'istruzione producano effetti più forti nei contesti in cui il reddito medio è minore e la disuguaglianza di reddito maggiore? Se ciò è quanto è accaduto, allora forse potremmo pensare che è venuta meno la capacità dei partiti di mantenere viva una «cultura di tipo partecipativo» nei loro elettorati di riferimento.

4. *Gli effetti delle disuguaglianze sulla partecipazione*

La strategia utilizzata per testare il potenziale effetto delle disuguaglianze sulla partecipazione elettorale degli individui prevede due stadi di analisi, la prima a livello individuale e la seconda a livello contestuale. L'obiettivo dell'analisi a livello individuale è di stabilire quanto un elevato livello di istruzione aumenta la probabilità di andare a votare nelle regioni considerate e in tutte le elezioni dal 1994 al 2006. La variabile dipendente in questo caso è rappresentata dalla partecipazione elettorale che ha ovviamente solo due modalità. La variabile indipendente è il titolo di studio anche essa a due modalità, mentre tra le variabili di controllo sono state incluse il genere, l'età, sia lineare che quadratica, e la coorte di nascita⁵. La tec-

⁵ La variabile istruzione è stata modificata per gli individui al di sotto dei 25 anni che risultavano come studenti. In questo caso, abbiamo assunto che questi individui avrebbero ottenuto il titolo di studio immediatamente successivo e abbiamo quindi assegnato un'istruzione superiore di un livello rispetto a quanto riportato nel dataset. Abbiamo successivamente generato una variabile binaria per individuare gli individui con un'istruzione «elevata», dove per elevata si intende aver completato almeno la scuola secondaria superiore per i nati prima del 1952 o aver ottenuto la laurea per gli individui nati a partire dal 1953. La distinzione tiene conto del diverso valore relativo del titolo e dell'innalzamento del livello medio di istruzione. Inoltre è stata creata una variabile che identifica la coorte di nascita che include i nati sino al 1935 e poi procede per decenni. La differenza tra questa classificazione e quella usata nel paragrafo precedente sta che viene divisa in due la coorte d'età dei nati tra il 1935 e il 1955 e si aggrega in una unica coorte quelli nati dopo il 1975. Il criterio usato è quello di classificare gli elettori in base agli eventi storici rilevanti del periodo in cui è avvenuta la formazione politica dell'individuo [Corbetta 2010, 408]. Nelle equazioni sono state incluse sia

nica usata per stimare l'effetto del titolo di studio sulla scelta di andare a votare è la regressione logistica. Abbiamo ripetuto per ogni regione e per ogni anno elettorale, così da generare un totale di 76 coefficienti relativi al parametro (4 anni elettorali per 18 regioni)⁶. Poiché in alcuni casi la numerosità campionaria è troppo bassa per effettuare l'analisi al primo stadio, il numero di coefficienti effettivamente calcolati si è ridotto a 64.

I risultati di questo primo livello di analisi non vengono riportati nel testo per limiti di spazio ma sono disponibili su richiesta dagli autori. Essi confermano comunque che un titolo di studio elevato aumenta mediamente a livello individuale la probabilità di andare a votare. L'interrogativo cruciale era però un altro. Ci eravamo chiesti se e in che misura il livello di istruzioni amplifichi i suoi effetti sulla scelta di partecipare *a)* in funzione del tempo, e cioè siano maggiori nelle elezioni del 2006 rispetto a quelle del 1994, e *b)* in funzione del livello medio di reddito individuale della regione di residenza e del livello di disuguaglianza misurato dall'indice di Gini.

In altre parole il problema che dobbiamo affrontare riguarda in che misura gli effetti sulla partecipazione di una caratteristica individuale, quale è il livello di istruzione, sono condizionati da (interagiscono con) alcune variabili, quali l'anno elettorale, il reddito medio, il livello di disuguaglianza o la macro area geopolitica che però vanno considerate come misure del contesto temporale o economico o geopolitico del quale l'individuo elettore è parte. Per stimare gli effetti dell'interazione tra una variabile individuale e alcune di contesto siamo ricorsi ad un regressione lineare (minimi quadrati) nella quale la variabile dipendente è costituita dai 64 coefficienti relativi agli effetti dell'istruzione sulla scelta di partecipare stimati precedentemente nelle altrettante equazioni per anno e per regione, mentre le variabili indipendenti sono l'anno elettorale, il reddito medio della regione, il livello di disuguaglianza di reddito sempre a livello regionale. A queste abbiamo aggiunto la zona geopolitica di residenza.

l'età che le coorti di nascita per tenere sotto controllo sia il l'effetto del ciclo di vita sia quello del periodo storico in cui si è presumibilmente maturato l'orientamento politico.

⁶ Il campione Prospex non include il Trentino-Alto Adige e la Valle d'Aosta è stata aggregata al Piemonte.

TAB. 16.2. *Modello di stima degli effetti di interazione tra istruzione e il reddito, il livello di disuguaglianza di reddito, e l'anno elettorale*

Variabile dipendente	Effetto stimato dell'istruzione sulla partecipazione	SE
Variabili indipendenti		
Reddito medio (in migliaia di euro)	-2,175†	[0,73]
Indice di Gini	0,408	[3,23]***
Anno 1994	Caso escluso	
Anno 1996	0,025	[2,86]**
Anno 2001	0,032	[1,50]
Anno 2006	0,081	[2,21]**
Nord-Ovest	Caso escluso	
Zona Bianca	-0,014	[0,83]
Zona Rossa	-0,001	[0,13]
Centro	-0,002	[0,11]
Sud e Isole	0,022	[1,03]
Costante	-0,08	[1,72]
Osservazioni	64	
R ²	0,48	

Note: Statistica *t* robusta tra parentesi.

* Significativo al 10%; ** Significativo al 5%; *** Significativo all'1%; †Moltiplicato per 1.000.

La tabella 16.2 fornisce alcune risposte agli interrogativi che ci siamo posti. Anzitutto, come possiamo osservare, l'effetto stimato dell'istruzione sulla partecipazione (la nostra variabile dipendente) non varia secondo le macroregioni geopolitiche. Invece cresce significativamente nel passaggio tra le elezioni del 1994 a quelle del 2006. Il primo indizio è dunque che gli effetti della più importante fonte di disuguaglianza individuale sono sensibilmente aumentati in questi anni dal 1994 in poi, con l'eccezione delle elezioni del 2001.

In secondo luogo il livello medio di reddito a livello regionale non condiziona in misura significativa l'effetto dell'istruzione sulla scelta di partecipare. Lo fa invece, e in misura forte, il livello di disuguaglianza di reddito misurato dall'indice di Gini. Il che vuole dire, in altre parole, che gli effetti del grado di istruzione variano in misura sensibile al variare del grado di disuguaglianza di reddito che caratterizza la regione di residenza. L'effetto dell'istruzione che vediamo così fortemente condizionato dal livello di disuguaglianza regionale si manifesta attraverso tutte le elezioni dal 1994 a 2006, i cui effetti sono stati tenuti costanti.

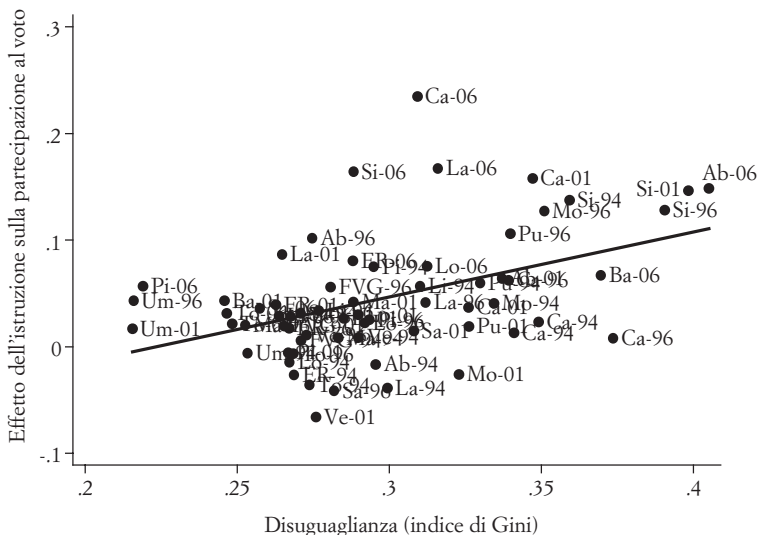


FIG. 16.2. Variazione degli effetti stimati dell'istruzione sulla partecipazione secondo il livello di disuguaglianza di reddito misurato per regione e per anno elettorale.

Rispetto a questo punto la figura 16.2 fornisce un'informazione in più, ancorché si tratta di uno spunto suggestivo utile forse per futuri approfondimenti. Ci consente infatti di osservare in quali regioni e per quali anni elettorali la disuguaglianza di reddito a livello regionale amplifichi di più l'effetto stimato dell'istruzione sulla partecipazione elettorale. Questo accade in tutte le regioni caratterizzate dall'anno elettorale collocate sopra la linea di interpolazione. In alcune regioni sembrerebbe che le disuguaglianze di reddito a livello regionale amplifichino l'effetto dell'istruzione sulla partecipazione anche in funzione del tempo. Questo accade per esempio in Campania nel 2006 (Cm-06) il livello di disuguaglianza di reddito amplifica l'effetto dell'istruzione sulla partecipazione molto di più di quanto accadeva nel 1994. Lo stesso si può dire nel caso del Lazio. Ma un fenomeno analogo anche se forse in misura maggiore si registra in Piemonte e in Emilia-Romagna nel 2006 rispetto al 1994. Insomma tutti segnali che forse anche le disuguaglianze sociali oltre quelle individuali relative all'istruzione potrebbero contare di più sulla scelta di andare a votare o meno.

5. *Conclusioni*

Se confrontiamo il tasso di partecipazione italiano con quello di altre democrazie, la scelta di andare a votare è ancora una abitudine per molti elettori. È una buona notizia. Ma non va sopravvalutata. Ci sono segnali di una crescente disaffezione al voto che vanno valutati seriamente perché sembrano collegabili a dinamiche strutturali. Come è accaduto in altri paesi, l'abolizione del voto obbligatorio ha reso più difficile per le nuove generazioni l'apprendimento dell'abitudine ad andare a votare con regolarità. Il problema del calo di partecipazione elettorale non si esaurisce qui. A differenza di altri paesi, la disaffezione al voto è cresciuta anche in altre coorti d'età, segnatamente in quelle più anziane. Il che fa pensare che l'abolizione del voto obbligatorio non sia stato l'unico fattore all'opera. Il declino della partecipazione parrebbe sempre più risentire degli effetti delle differenze educative che segmentano gli italiani. Per di più tali effetti sono amplificati in misura maggiore nelle regioni dove più alta è la disuguaglianza di reddito. Tutti indizi che portano a pensare che sono venuti meno le pressioni individuali ed ambientali esercitate dalla mobilitazioni dei partiti che davano agli elettori privi di risorse adeguate la spinta necessaria a recarsi a votare con il buon e cattivo tempo. Da questo punto di vista l'aumento di competitività tra i partiti e coalizioni che si è registrato dalle elezioni del 1994 in poi potrebbe aver reso meno negativo il declino della partecipazione. Se le cose stanno così è lecito attendersi non solo un ulteriore calo della partecipazione mano a mano che i nuovi elettori sostituiscono quelli più anziani, ma anche un calo del livello di uguaglianza politica, invero molto alto, che caratterizzava sino al 1994 la nostra democrazia.

DISUGUAGLIANZA DEI REDDITI
E PROPENSIONE ALLA REDISTRIBUZIONE1. *Introduzione*

Tra i vari aspetti legati alla disuguaglianza delle risorse, quello della redistribuzione assume particolare importanza in ambito economico e politico. Innanzitutto, possiamo qui semplificare il concetto di redistribuzione come l'insieme dei provvedimenti che il settore pubblico adotta per trasferire risorse tra gli individui *dopo* la determinazione dei redditi nel mercato. In altre parole, una prerogativa delle moderne democrazie consiste nel poter obbligare i cittadini a pagare imposte, tasse e tributi in relazione ai loro redditi e di utilizzarne i proventi per fornire risorse – sia monetarie sia sotto forma di beni e servizi – a quei cittadini che presentino determinati requisiti.

Questo aspetto è uno dei pilastri dell'attività politica ed economica delle democrazie occidentali: l'entità del carico fiscale e come questo si distribuisce tra lavoro dipendente, autonomo e capitale, l'ammontare delle pensioni e dei sussidi di disoccupazione, il sostegno alla famiglia, gli incentivi per nuovi investimenti privati o per opere pubbliche, l'estensione della scuola e della sanità pubblica sono tutti argomenti alla base dei dibattiti politici e che contribuiscono a determinare le sorti dei governi e gli esiti delle elezioni. Inoltre, le decisioni pubbliche in merito a questi aspetti hanno un impatto rilevante sulla vita degli individui e sulle caratteristiche delle società nel loro complesso, tanto da dare luogo a dei «modelli» quali le democrazie nordeuropee, caratterizzate da una forte imposizione fiscale e da una altrettanto ingente fornitura di servizi pubblici, o le economie anglosassoni, in particolare quella statunitense,

Questo capitolo è di Paolo Segatti e Francesco Scervini, Università di Milano.

nelle quali l'intervento dello stato nell'economia è ridotto al minimo e molto è lasciato all'iniziativa privata e individuale.

Tanto l'intuizione quanto le scienze politiche ed economiche suggeriscono che ci sia uno stretto legame tra l'uguaglianza di risorse e l'entità della redistribuzione delle risorse stesse. Un aspetto di tale legame – che tralascieremo in questo capitolo – riguarda gli effetti della redistribuzione sulla disuguaglianza. Si può immaginare che esistano effetti positivi nell'immediato, nel senso che una maggiore redistribuzione porti una riduzione della disuguaglianza di risorse nel breve periodo, mentre bisognerebbe indagare approfonditamente gli effetti della redistribuzione sugli incentivi individuali al lavoro e all'investimento e sulla crescita economica per determinarne gli effetti nel medio e lungo periodo.

Quello di cui ci occuperemo in questo capitolo è invece la relazione tra livello di disuguaglianza e le opinioni in merito alla redistribuzione. La relazione tra disuguaglianza, sostegno alla redistribuzione e crescita ha ricevuto sin dai primi anni '90 una rinnovata attenzione [per tutti, Bertola 1993; Persson e Tabellini 1994; Alesina e Rodrik 1994]. La ragione è evidente. In sistemi democratici l'estrazione di risorse da redistribuire non può fare a meno di un certo grado di sostegno da parte dei cittadini da un lato e l'ammontare della redistribuzione può avere effetti di segno diverso sulla crescita dall'altro.

Le teorie economiche più semplici [Meltzer e Richard 1981; Persson e Tabellini 1994] ipotizzano che il sostegno alla redistribuzione sia crescente al diminuire del reddito individuale, cioè che gli individui più poveri di risorse sostengano un maggior livello di redistribuzione perché si avvantaggerebbero in misura maggiore rispetto agli altri. Al contrario, gli individui più ricchi dovrebbero osteggiare la redistribuzione, in quanto ne sosterebbero il peso a favore delle fasce meno agiate. Queste teorie hanno il vantaggio di essere parsimoniose, ma tralasciano molti altri potenzialmente importanti fattori quali le visioni del mondo dei cittadini, i loro orientamenti religiosi e valoriali, le loro prospettive economiche future, la percezione della vulnerabilità sociale, il timore di disordini e rivolte. Per esempio nel caso delle visioni del mondo Bobbio [1995] sosteneva che la rappresentazione dello spazio politico in termini di sinistra e destra esprime una più fondamentale e

stabile alternativa valoriale secondo la quale essere di sinistra significa valorizzare condizioni di maggiore uguaglianza mentre destra condizioni di maggiore libertà individuale. Inoltre spesso le teorie che guardano al reddito individuale come all'unico fattore che influenza l'opinione sulla redistribuzione tendono ad assumere che la suddetta relazione valga ovunque e non sia condizionata da fattori ambientali di varia natura, come la cultura, il livello di sviluppo e il grado di disuguaglianza.

In questo capitolo ci limiteremo a considerare solo altri due fattori che potrebbero influenzare il sostegno alla redistribuzione in aggiunta al reddito individuale. Infatti, oltre ad analizzare quali sono gli effetti sugli orientamenti verso la redistribuzione del reddito individuale, esamineremo gli effetti delle posizioni ideologiche degli individui a partire dalla tesi di Bobbio [1995] secondo la quale chi è «di sinistra» avrebbe un insieme di valori e opinioni più favorevole ad un maggior livello di redistribuzione rispetto a chi è «di centro» o «di destra», indipendentemente da altre caratteristiche economiche e sociali. Inoltre analizzeremo gli effetti sulle opinioni in merito alla redistribuzione di caratteristiche del contesto economico-sociale ambientale, quali il reddito medio e il suo livello di disuguaglianza del reddito. Intendiamo però non limitarci ad analizzare l'impatto dei tre fattori presi singolarmente sugli orientamenti redistributivi. Né ci limiteremo ad esaminare quale sia l'impatto sulle opinioni di ognuno di loro a parità degli effetti degli altri. Crediamo sia importante mettere a fuoco almeno uno dei meccanismi attraverso i quali gli effetti del livello di reddito individuale, di quello medio regionale e del grado di disuguaglianza di reddito sono trasmessi sugli orientamenti verso la distribuzione. Il meccanismo i cui effetti vogliamo esaminare riguarda il ruolo dell'ideologia.

Quanto al reddito individuale ci chiediamo se gli individui con posizioni ideologiche differenti hanno anche opinioni diverse verso la redistribuzione pure a parità di reddito individuale oppure se individui con ideologie simili possano invece manifestare attitudini diverse verso la redistribuzione in dipendenza del proprio reddito. In questo ultimo caso potremmo dire che l'effetto dell'ideologia individuale sulla propensione alla redistribuzione è moderato dal livello di reddito individuale, cioè interagisce con questo.

Considerazioni simili possono essere sviluppate a proposito degli effetti delle caratteristiche ambientali quali il reddito medio e disuguaglianza del reddito. I loro effetti sulla propensione individuale sono da tempo al centro dell'attenzione degli studiosi. Da una parte, alcuni affermano che livelli alti di disuguaglianza sociale possono avere effetti positivi sulla redistribuzione, dal momento che i ricchi possono avere degli incentivi ad aumentare il livello di redistribuzione per evitare disordini sociali [Acemoglu e Robinson 2000] o perdite di efficienza [Galor e Zeira 1993]. Altri sostengono, al contrario, che i poveri possano essere contrari alla redistribuzione dal momento che questo renderebbe meno efficiente il sistema economico, arrecando danni anche alla classe povera [il cosiddetto *trickle-down effect*, Aghion e Bolton 1997], oppure perché i poveri hanno aspettative di crescita economica e sociale, e quindi sono contrari anch'essi a livelli elevati di redistribuzione [Benabou e Ok 2001]. Meno analizzato è invece come gli effetti di queste caratteristiche ambientali interagiscono con l'ideologia individuale nel determinare la propensione alla redistribuzione.

Le ipotesi che dunque vogliamo mettere alla prova dei dati sono tre. La prima, quella di base, afferma che il livello di reddito individuale è negativamente associato alla propensione alla redistribuzione. Più alto è il reddito, meno propensi si è alla redistribuzione.

La seconda suggerisce che gli effetti dell'ideologia sulla propensione alla redistribuzione sono condizionati da (interagiscono con) il reddito individuale. La terza infine afferma che gli effetti della ideologia individuale sono condizionati da (interagiscono con) il livello di reddito medio regionale e il grado di disuguaglianza di reddito sempre a livello regionale.

2. I dati

L'analisi empirica descritta in questo capitolo è basata su due fonti di dati: l'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane condotta periodicamente dalla Banca d'Italia e lo European Values Study, un progetto accademico europeo che ha svolto finora quattro indagini a partire dal 1980.

L'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane (Shiw, dall'acronimo in lingua inglese) include i dati sui redditi individuali e familiari di circa 8.000 famiglie distribuite tra circa 300 comuni. Sulla base di questi dati è possibile calcolare statistiche aggregate a livello regionale, riferite sia all'entità del reddito medio, sia alla sua distribuzione. Per quest'ultimo aspetto, i dati individuali vengono aggregati in un indicatore, il coefficiente di Gini, che misura le differenze individuali rispetto alla media della popolazione considerata (in questo caso, quindi, la regione). Il valore del coefficiente di Gini va da 0, in caso di perfetta uguaglianza, a 1, che rappresenta il caso di massima disuguaglianza, cioè quello in cui tutte le risorse siano nelle mani di un unico individuo. Esistono molti altri indicatori di disuguaglianza, ognuno con pregi e difetti, ma l'indice di Gini è il più utilizzato e quello di più immediata comprensione¹.

Lo European Values Study (Evs) è una delle principali fonti di informazioni riguardo le opinioni, le ideologie e i sistemi di valori dei cittadini europei in un'ottica comparata. I temi inclusi nell'indagine spaziano dalla religione alla politica, dalle relazioni sociali e familiari all'economia, dall'etica alla soddisfazione sul lavoro. Finora sono state condotte quattro indagini negli ultimi tre decenni: 1981, 1990, 1999 e 2008. Sfortunatamente, le informazioni rilevanti per questo capitolo non sono state raccolte nel primo studio, così che la nostra analisi si focalizzerà sul periodo 1990-2008.

Con riferimento alla propensione alla redistribuzione, abbiamo individuato un quesito particolarmente adatto a rappresentare la propensione individuale alla redistribuzione: agli individui intervistati è stato chiesto di posizionare le proprie opinioni su una scala da 1 a 10, dove gli estremi sono «Ci dovrebbero essere più incentivi per l'impegno individuale» e «Bisognerebbe rendere più uguali i redditi». La tabella 17.1 mostra la distribuzione delle risposte nei tre anni in cui si è svolta l'indagine².

¹ Maggiori dettagli sulla modalità di calcolo del reddito individuale e dell'indice di Gini si trovano nel capitolo precedente su «Voto e partecipazione politica».

² Nell'indagine presa in considerazione esiste un'altra variabile che sembra misurare la propensione verso la redistribuzione. In questo caso due estremi, sempre in una scala da 1 a 10, sono: «Gli individui dovrebbero avere più

TAB. 17.1. *Propensione alla redistribuzione per anno, valori percentuali*

	Min.	2	3	4	5	6	7	8	9	Max.	N.V.
1990	11,55	7,93	17,24	9,51	9,22	9,76	6,54	7,23	6,49	10,31	4,21
1999	11,55	7,1	15,5	12,9	8,6	12,95	7,7	6,5	4,8	8,5	3,9
2008	10,86	6,85	15,93	12,11	8,76	11,39	6,19	7,64	6,06	9,81	4,41
Totale	11,36	7,33	16,25	11,45	8,87	11,36	6,86	7,08	5,76	9,52	4,15

Un'altra utile informazione contenuta nell'Evs riguarda l'orientamento politico degli individui. Tra le domande incluse nell'indagine viene chiesto agli individui di posizionarsi, in base alla propria ideologia, su una scala da 1 a 10, dove 1 è l'estremo «di sinistra» e 10 l'estremo «di destra». È importante precisare che la domanda non fa riferimento alle scelte elettorali, ma solo all'ideologia. I risultati sono riassunti nella tabella 17.2. Quello che emerge chiaramente è il notevole aumento della percentuale di persone che si autoposizionano a destra tra il 1990 e il 1999. Durante gli anni '90 del secolo scorso lo scenario politico italiano è cambiato e il passaggio dalla Prima alla Seconda Repubblica ha in parte cambiato il concetto di destra, spostando una parte dell'elettorato da posizioni prima ritenute di centro a posizioni di destra.

Oltre alle informazioni sulle ideologie e sulla propensione alla redistribuzione, lo Evs contiene anche una serie di utili informazioni demografiche, quali età, genere, regione di residenza, classe di reddito di appartenenza (su una scala discreta da 1 a 10 per il 1990 e il 1999, da 1 a 12 per il 2008), anni di istruzione.

Riassumendo, i dati individuali a disposizione sono di due tipi: dallo Evs possiamo ottenere informazioni riguardanti classe di reddito, visione ideologica, propensione alla redistribuzione e una serie di variabili demografiche; dai dati Shiw calcolia-

responsabilità nel provvedere a loro stessi» e «Lo stato dovrebbe assumersi più responsabilità per provvedere a ognuno dei suoi cittadini». La correlazione tra le due variabili è molto bassa, e questo fa sorgere il sospetto che le due variabili in realtà non misurino la stessa dimensione latente. Perché allora prediligere la prima rispetto alla seconda? La prima sembra cogliere l'alternativa tra il valore di equità e quelli che premiano il merito individuale. La seconda coglie un'alternativa tra opposte policy di sicurezza sociale di fronte un problema di necessità. Tra le due quella più vicina alla alternativa tra valori di equità e di libertà ci è sembrata la prima.

TAB. 17.2. *Distribuzione del campione per ideologia e anno*

	1990	1999	2008	Totale
Sinistra (1-3)	428 21,21%	319 15,95%	295 19,42%	1.042 18,82%
Centro (4-7)	939 46,53%	981 49,05%	640 42,13%	2.560 46,23%
Destra (8-10)	147 7,28%	271 13,55%	245 16,13%	663 11,97%
Non valide	504 24,98%	429 21,45%	339 22,32%	1.272 22,97%
Totale	2.018	2.000	1.519	5.537

mo il reddito medio e la disuguaglianza della regione in cui ogni individuo vive. Sulla base di questi dati possiamo quindi analizzare la relazione esistente tra il livello di disuguaglianza, il reddito individuale e il reddito medio da una parte e la propensione alla redistribuzione dall'altra, tenendo conto delle possibili differenze tra classi diverse di popolazione in termini di genere, età, istruzione, ecc.

La procedura statistica utilizzata in questo capitolo è detta *ordered probit*. La sua peculiarità è quella di tener conto di una variabile dipendente, in questo caso la propensione alla redistribuzione, categorica e ordinata, in cui cioè è possibile ordinare tutte le categorie da quella minima a quella massima, ma per la quale la differenza tra le categorie non ha un particolare significato³. Questa variabile dipendente viene messa in relazione con una serie di variabili *indipendenti* o *esplicative* che ne spiegano parte della variabilità.

Il risultato della procedura statistica è il seguente: la variazione nella probabilità di osservare una data risposta (in questo caso, ad esempio, il valore 1 nella scala da 1 a 10) al variare di una singola variabile esplicativa, tenendo costanti tutte le

³ Esempi di variabili categoriche non ordinate potrebbero essere il genere o l'etnia, in cui ad ogni categoria viene attribuito un valore, ma senza alcun rapporto gerarchico e senza la possibilità di ordinare le categorie dalla più grande alla più piccola. Al contrario, un esempio di variabile categorica che potrebbe essere assimilata ad una continua è l'età, in cui la differenza tra i diversi valori assume un significato preciso e univoco indipendentemente dal posizionamento sulla scala.

altre. Questo fa sì che si possa individuare come le variabili esplicative influiscono su ogni singola categoria della variabile dipendente. Un conto, infatti, è dire genericamente che il reddito individuale ha un effetto negativo sulla propensione alla redistribuzione, altro è poter affermare che un incremento di reddito aumenta la probabilità di cadere nelle prime tre categorie, riduce quella di cadere nelle ultime quattro e non ha effetti sulle tre restanti categorie centrali.

Nel caso in analisi, la variabile dipendente è la propensione alla redistribuzione, le variabili esplicative sono categoria di reddito individuale, età, genere, livello di istruzione (misurata in anni), regione di residenza, anno, reddito medio e livello di disuguaglianza della regione di residenza. Per quanto riguarda la visione politica, cioè la divisione in «sinistra», «centro» e «destra», abbiamo preferito non includerla tra le variabili esplicative. Come si ricorderà l'obiettivo di questa analisi è quello di valutare in che misura le posizioni ideologiche individuali trasmettano gli effetti delle caratteristiche economiche individuali o di contesto. In altre parole quali sono gli effetti dell'interazione tra ideologia e caratteristiche economiche. Al fine di consentire una più semplice rappresentazione dell'entità del condizionamento esercitato dalle caratteristiche economiche sugli effetti dell'ideologia sulla propensione alla redistribuzione abbiamo scelto di analizzare tali effetti all'interno di tre gruppi di intervistati distinti in base ai loro diversi orientamenti, di sinistra, centro e destra. Questa strategia ha evidente il limite di ridurre sensibilmente il numero di casi. Per ovviare a tale problema si è deciso di combinare assieme i dati di tre inchieste dell'European Value Survey (1990, 1999 e 2008), assumendo implicitamente che poco o nulla sia cambiato nel significato soggettivo dell'alternativa sinistra-destra nei passati venti anni⁴. Successivamente si è proceduto a classificare tutti gli intervistati che hanno risposto alla domanda relativa alla loro collocazione sul continuum sinistra-destra in tre gruppi, considerando di sinistra chi ha dato risposte 1-3, di centro chi si colloca da 4 a 7, di destra i restanti casi (8-10).

Riassumendo la tecnica che utilizzeremo è *ordered probit*. La variabile dipendente è la propensione alla redistribuzione.

⁴ Assunzione invero forte. Ma crediamo di averne tenuto conto inserendo nell'equazione di regressione anche l'anno della survey.

Le variabili indipendenti includono: la classe di reddito, trattata come una variabile continua, una *dummy* per il genere, età in anni (lineare e quadratica, per tenere conto di possibili relazioni non lineari), anni di istruzione, reddito medio regionale, indice di Gini regionale, *dummy* per l'anno (tenendo il 1990 come categoria di riferimento) e *dummy* per la regione (tenendo l'aggregazione di Piemonte e Valle d'Aosta come gruppo di riferimento). Inoltre, dal momento che nella regressione individuale sono presenti variabili aggregate a livello regionale, abbiamo *clusterizzato* gli standard error a livello regionale. Abbiamo stimato prima gli effetti di queste variabili sull'insieme delle tre inchieste e poi, al fine di esaminare il ruolo dell'ideologia, all'interno dei tre gruppi di intervistati. Una volta ottenuti i coefficienti dell'*ordered probit*, abbiamo calcolato gli effetti marginali per ogni singola categoria della variabile dipendente, cioè come varia la probabilità di osservare un determinato valore della dipendente al variare delle variabili esplicative.

3. Risultati

L'esposizione dei risultati ottenuti segue l'ordine delle ipotesi illustrate nell'introduzione. La prima ipotesi suggeriva che la propensione alla redistribuzione è associata al livello di reddito individuale. La seconda affermava che gli effetti dell'ideologia interagiscono con quelli del reddito individuale. La terza infine suggeriva che gli effetti dell'ideologia interagiscono anche con le caratteristiche economiche del contesto, misurate dal livello di reddito medio regionale e dal grado di disuguaglianza di reddito. Abbiamo valutato gli effetti di interazione tra ideologia e caratteristiche ambientali replicando lo stesso modello di regressione all'interno di tre gruppi ideologici, sinistra, centro e destra. Ma ci siamo anche preoccupati di stabilire una sorta di linea di base degli effetti delle caratteristiche economiche contestuali, utilizzando un modello di regressione che include tutti gli intervistati.

Per illustrare i risultati ottenuti siamo ricorsi a una serie di rappresentazioni grafiche degli effetti stimati dai nostri modelli di regressione. Prima di commentarle da un punto di vista sostanziale, è utile forse spiegare come le figure vanno lette. Sull'as-

se verticale sono ordinate le propensioni alla redistribuzione, dove 1 è la propensione minima e 10 la propensione massima. Sull'asse orizzontale sono invece rappresentate le variazioni positive o negative dell'effetto marginale della variabile esplicativa sulla variabile dipendente stimato con i modelli di regressione (*ordered probit*) descritti in precedenza. Quindi ogni punto del grafico indica l'entità e la direzione dell'effetto marginale della variabile indipendente associato ad ogni categoria della variabile dipendente, tenendo costanti tutte le altre variabili esplicative. I valori positivi indicano che ad un incremento della variabile esplicativa corrisponde una certa probabilità che un individuo abbia una determinata propensione alla redistribuzione, mentre valori negativi indicano che ad un incremento della variabile esplicativa corrisponde una certa probabilità di esprimere una opinione opposta alla prima, ovvero, rovesciando la prospettiva, che ad un decremento della variabile indipendente corrisponde un aumento della probabilità di esprimere una opinione opposta alla prima. La linea orizzontale di colore più chiaro che attraversa ogni punto indica invece l'intervallo di confidenza al 10%, cioè – per i non esperti di statistica – l'intervallo di valori entro cui la nostra stima ricade con una probabilità del 90%⁵. Se questo intervallo non comprende lo 0, questo vuol dire che l'effetto della variabile esplicativa considerata sulla variabile dipendente è diverso da 0 con una probabilità del 90%, un limite che viene considerato sufficientemente alto in statistica. In questi casi, l'effetto viene detto «significativo». Altrimenti, la stima dell'effetto della variabile esplicativa sulla dipendente è uguale a zero con una probabilità superiore al 10%. In questo caso si dice che la variabile non è significativa nello spiegare la variabilità della dipendente, perché la probabilità che la stima sia diversa da zero è statisticamente troppo bassa.

Prendendo ad esempio la figura 17.1, riferita al reddito personale relativo all'insieme degli intervistati nelle tre inchieste dell'European Value Survey, possiamo osservare come

⁵ Giova sottolineare che le stime ottenute tramite l'analisi statistica sono soggette a una certa aleatorietà, che dipende dall'ampiezza del campione, dalla distribuzione dei dati, dalla metodologia utilizzata. In quest'ottica ha senso parlare di «probabilità» che una certa stima ricada all'interno di un intervallo di valori.

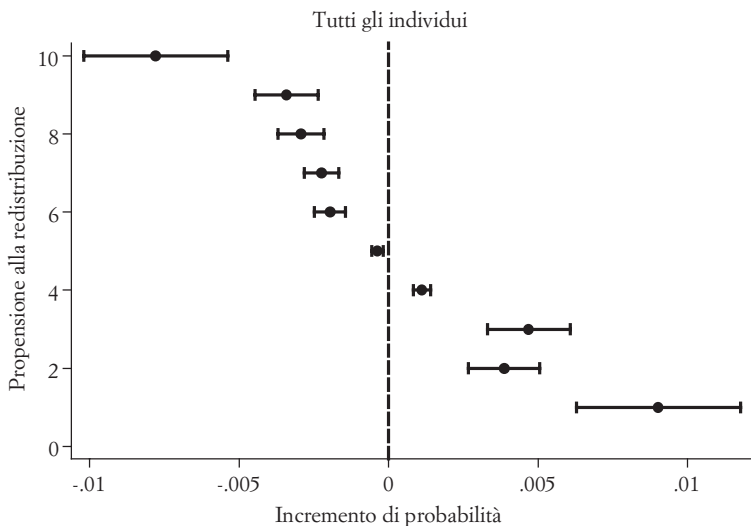


FIG. 17.1. Effetti del reddito individuale ?????.

la probabilità che un individuo abbia una propensione alla redistribuzione minima (valore 1) aumenti all'aumentare del reddito di una unità. In questo caso, dal momento che il reddito è misurato in classi, l'aumento unitario del reddito è rappresentato dal passaggio da una classe a quella successiva. Tali effetti sono significativi per tutte le categorie di propensione alla redistribuzione e tanto maggiori quanto più ci si allontana dai valori centrali.

Nel complesso, quindi, dal grafico in esame si rileva che all'aumentare del reddito aumenta la probabilità di essere maggiormente contrari alla redistribuzione (risposte 1-3), non cambia (o cambia poco) la probabilità di avere un atteggiamento «neutrale» o intermedio verso la redistribuzione (risposte 4-7), mentre diminuisce la probabilità di essere sostenitori di un alto livello di redistribuzione (risposte 8-10).

È utile sottolineare ancora una volta che questi risultati sono ottenuti «depurando» gli effetti del reddito individuale dagli effetti di altri fattori ad esso correlati e inclusi tra le variabili esplicative, quali l'età, il livello di istruzione, la regione di residenza, il genere. Questo vuol dire che l'effetto misurato nel grafico tiene già conto del fatto che gli individui con i redditi

più alti sono solitamente di età medio-alta, con un più alto livello di istruzione, provenienti dalle regioni del Nord e di sesso maschile. Ne tiene conto come se tutte queste caratteristiche fossero tratti di un italiano medio. La procedura consente quindi di mettere a fuoco un punto importante. Tenendo costanti tutti questi aggiuntivi fattori, il reddito individuale ha un effetto forte e negativo sulla propensione alla redistribuzione.

Nel complesso, gli individui con un reddito maggiore hanno una minore propensione alla redistribuzione, mentre quelli più poveri sono ad essa più propensi. In particolare, un aumento di reddito aumenta la probabilità di avere una propensione alla redistribuzione minore di 5 su una scala da 1 a 10, mentre riduce la probabilità di avere una propensione uguale o superiore a 5. Inoltre, l'effetto sulle risposte estreme è più ampio, quindi il reddito influisce molto sulle posizioni estremamente favorevoli o contrarie alla redistribuzione. Il reddito individuale, quindi, appare come una determinante importante per spiegare la propensione alla redistribuzione. I risultati del nostro primo modello confermano dunque la nostra prima ipotesi e la letteratura da cui l'abbiamo derivata.

La seconda ipotesi riguarda il ruolo delle ideologie, e in particolare il ruolo dell'ideologia come meccanismo che modera gli effetti del livello di reddito individuale sulla propensione alla redistribuzione. Come abbiamo detto poco sopra, per semplificare l'analisi e agevolarne l'interpretazione, la verifica della nostra seconda ipotesi è avvenuta replicando lo stesso modello di regressione all'interno dei tre gruppi di intervistati distinti per la loro posizione sul continuum sinistra-destra. Le figure riferite ai tre diversi gruppi (fig. 17.2) mostrano se e in che misura gli effetti marginali del reddito sulle opinioni si mantengono o meno simili tra i tre gruppi ideologici. Per valutare se l'ideologia modera, cioè altera, l'effetto marginale del reddito le tre figure vanno lette insieme.

Un primo sguardo ci suggerisce che la relazione complessiva tra livello di reddito individuale e propensione alla redistribuzione, ottenuta sulla totalità della popolazione e illustrata in figura 17.1, è confermata per tutti i sottogruppi di individui. Il che vuole dire che le opinioni di un individuo di sinistra in merito alla redistribuzione variano secondo il reddito nella stessa forma in cui variano quelle di uno di destra e di

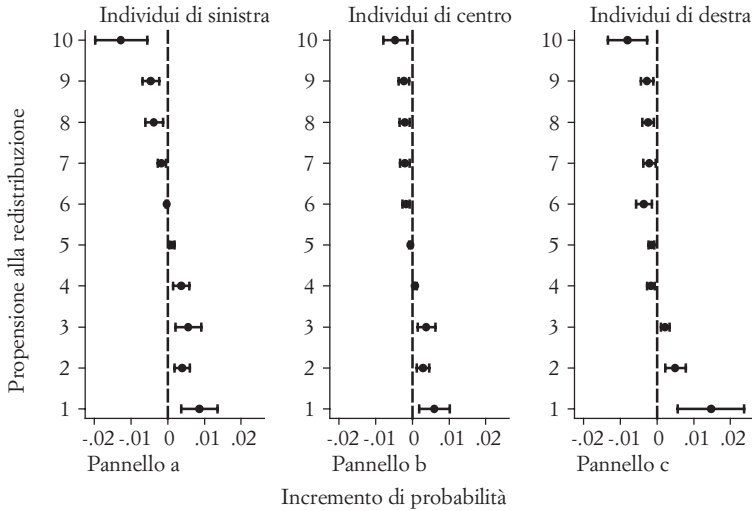


FIG. 17.2. Effetti del reddito individuale ?????.

centro. Un esame più attento delle figure ci segnala però che esistono differenze tra i tre gruppi. Tra coloro che sono «di destra» (pannello c) all'aumentare del reddito aumenta anche in maniera marcata la probabilità di essere poco propensi alla redistribuzione (classi 1-3 sull'asse verticale), mentre riduce la probabilità di essere sia mediamente propensi (classi 4-7) che molto propensi (classi 8-10). Gli effetti marginali del reddito tra chi è di sinistra sono invece decisamente più attutiti. Tra gli individui di sinistra infatti l'incremento del reddito aumenta sì le probabilità di avere una opinione negativa sulla redistribuzione (classi 1-2), ma di meno di quanto accada agli individui di destra. Nel contempo simili aumenti fanno diminuire di più la probabilità di esprimere opinioni favorevoli alla redistribuzione (classi 8-9) di quanto accade per gli individui del gruppo di destra. Gli individui di centro rappresentano una via di mezzo interessante, in quanto sembrano in generale meno influenzati dal reddito individuale non solo rispetto agli individui di destra, ma anche rispetto a quelli di sinistra. Se da un lato, infatti, un aumento di reddito ha un effetto intermedio in termini di propensione alla redistribuzione (aumenta la probabilità delle categorie 1-4, contro 1-3 tra gli individui di destra e 1-5 di

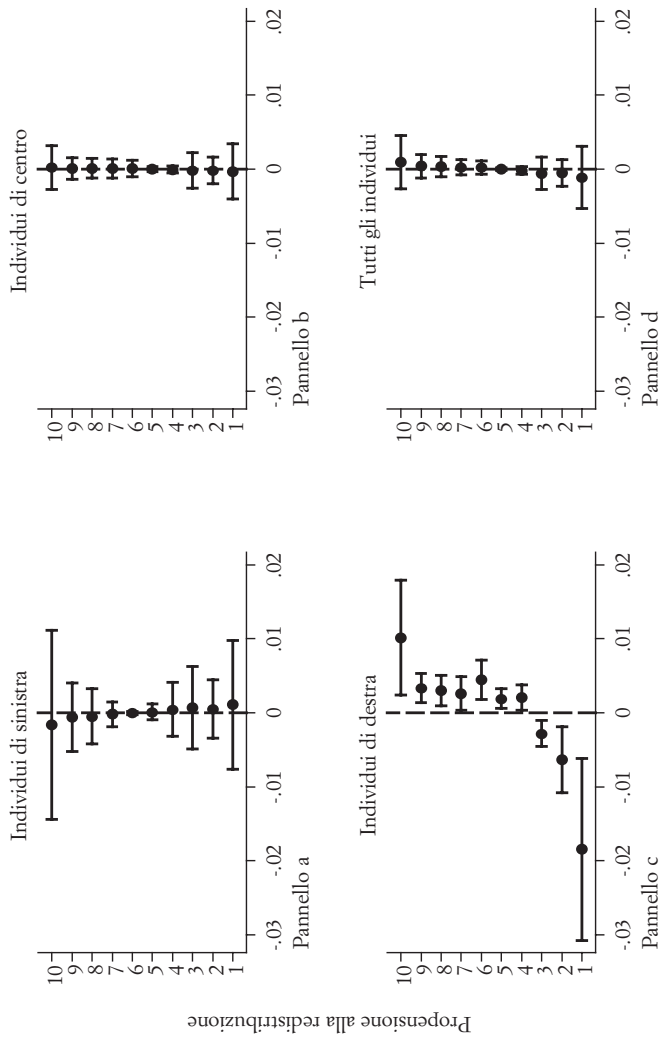
sinistra), l'effetto quantitativo è ridotto rispetto a entrambe le due categorie. In generale, quindi, gli individui di centro sono meno sensibili al proprio reddito, non solo rispetto agli individui di destra, ma anche a quelli di sinistra. In conclusione, l'ideologia pur non stravolgendo la relazione tra livello di reddito e propensione alla redistribuzione, svolge un ruolo non irrilevante nel moderare l'effetto del primo sulla seconda. Un individuo con alto reddito di destra ha una probabilità molto maggiore rispetto a uno con identico reddito, ma di sinistra, di essere avverso alla redistribuzione. Gli individui di centro, invece, sono meno condizionati dal livello di reddito individuale nelle loro preferenze per la redistribuzione.

La terza ipotesi prende in considerazione gli effetti delle caratteristiche ambientali, che nel nostro caso sono rappresentate da reddito medio e disuguaglianza del reddito.

Iniziamo a considerare l'effetto di queste variabili sulla totalità della popolazione. I pannelli d delle figure 17.3 e 17.4 mostrano che non esiste un effetto significativo e positivo del reddito medio regionale sulla propensione alla redistribuzione, mentre c'è un effetto significativo su di questa della disuguaglianza di reddito. Questo vuol dire che, considerando l'intera popolazione, ad un maggior livello di disuguaglianza corrisponde un incremento della propensione alla redistribuzione.

La nostra ipotesi però scommetteva che anche in questi due casi l'ideologia fosse un meccanismo importante di volano degli effetti sull'opinione verso la redistribuzione dei fattori strettamente economici. Come per la seconda ipotesi la verifica della terza è stata fatta replicando le stime degli effetti del reddito medio regionale e della disuguaglianza all'interno di tre gruppi distinti per ideologia.

Per quanto riguarda il reddito medio, possiamo notare come ci sia un effetto solo tra gli individui di destra. Tra di loro la relazione tra reddito medio e propensione fa vedere che, a differenza di quanto accadeva per il reddito individuale, più la regione è ricca, maggiore è la propensione alla redistribuzione. Tra gli individui di sinistra e di centro invece la relazione preferenze circa la propensione alla redistribuzione non cambia neppure in misura minima al variare del reddito medio della regione in cui vivono (fig. 17.3a, b, c). Diremmo quindi che in questo caso l'orientamento ideologico riesce a moderare gli



Incremento di probabilità

Fig. 17.3. Effetti del reddito medio regionale ?????.

effetti del livello di reddito regionale solo nel suo lato di destra. Non altrettanto fa dall'altro lato.

Anche per quanto riguarda la disuguaglianza, i dati mostrano un effetto di moderazione da parte dell'ideologia che pare concentrarsi solo in una parte dello spettro ideologico. Gli individui di sinistra reagiscono infatti a un aumento del livello di disuguaglianza con un aumento sostanziale della propensione alla redistribuzione (fig. 17.4, pannello a), mentre minore disuguaglianza di reddito si associa a minore propensione alla redistribuzione. Al contrario di costoro le preferenze degli individui di destra sono del tutto indipendenti dal livello di disuguaglianza regionale. Ancora una volta, gli individui di centro rappresentano una via di mezzo, essendo la relazione simile a quella degli individui di sinistra, ma quantitativamente molto inferiore (si noti la differenza tra le scale verticali dei pannelli 17.4b e 17.4c) e statisticamente non significativa.

La nostra terza ipotesi viene dunque confermata a metà. Non esiste una relazione in generale tra reddito medio regionale propensione alla redistribuzione. Ci sono alcune tracce che indicano come solo l'ideologia di destra possa rafforzare questa relazione. La terza ipotesi viene poi confermata a metà anche per quanto riguarda la relazione degli orientamenti verso la redistribuzione con il livello di disuguaglianza contestuale. La relazione è forte in generale e viene rafforzata quando gli effetti della disuguaglianza interagiscono con le posizioni di sinistra. Questa volta sono le preferenze di coloro che hanno una visione di destra ad essere sganciate dalla disuguaglianza regionale.

Quale è il significato di questi risultati? Come abbiamo osservato in precedenza, è difficile dare una risposta a questa domanda da una prospettiva esclusivamente economica. La teoria, infatti, nel discostarsi dalla relazione classica e intuitiva tra alto reddito individuale e scarsa propensione alla redistribuzione, ha cercato di capire cosa possa spingere individui poveri ad essere contrari alla redistribuzione [ad esempio, Benabou e Ok 2001] o gli individui ricchi ad esserne favorevoli [tra gli altri, Acemoglu e Robinson 2000]. Quello che possiamo limitarci a dire è che gli individui nel complesso, tengono conto del livello di disuguaglianza nel formarsi un'opinione sulla redistribuzione. Che questo sia dovuto ad altruismo, alla condivisione di valori

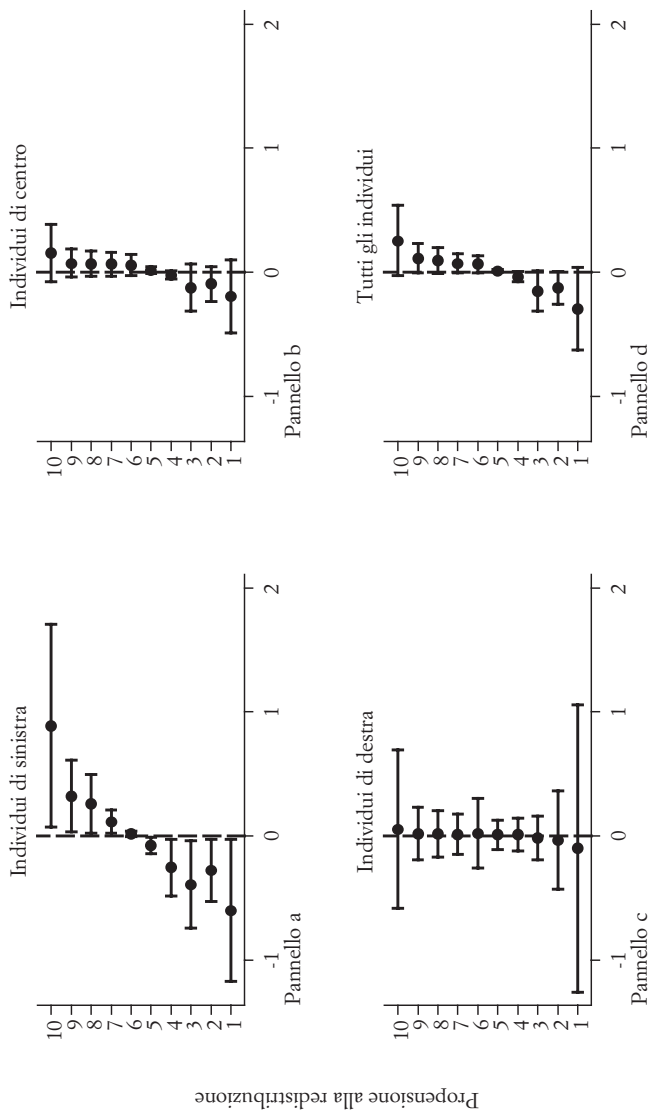


Fig. 17.4. Effetti della disuguaglianza regionale ???.

di equità, al timore di rivolte o disordini sociali, alla paura di poter perdere posizioni nella distribuzione del reddito non possiamo stabilirlo con i dati a disposizione, ma aver trovato che un ruolo di rafforzamento importante viene svolto dalla visione ideologica di sinistra mentre non altrettanto accade dall'altro lato è un risultato di un certo interesse. Delle due una o una visione di destra non è riuscita a valorizzare la disuguaglianza sociale come il risultato di dinamiche che premiano gli sforzi individuali oppure la relazione tra disuguaglianza contestuale e propensione individuale alla redistribuzione è per ragioni culturali, sociali, religiose così forte in Italia da rendere poco credibile l'interpretazione di destra.

4. *Conclusioni*

Per riassumere le principali conclusioni, è possibile individuare tre fattori che possono condizionare la propensione individuale alla redistribuzione: reddito individuale, condizioni ambientali e ideologia. Dal punto di vista teorico, ci si aspettava una relazione negativa tra reddito individuale e propensione alla redistribuzione, dal momento che gli individui con reddito maggiore sono quelli più penalizzati dalla redistribuzione. I nostri risultati confermano questa ipotesi. Per quanto riguarda le condizioni ambientali, le teorie sono discordi nel predirne gli effetti sulla redistribuzione. L'analisi svolta, invece, mostra una relazione positiva tra disuguaglianza e propensione alla redistribuzione: indipendentemente dal reddito individuale e da quello regionale, una maggiore disuguaglianza è associata ad una maggiore redistribuzione. Infine, il ruolo dell'ideologia è molto rilevante nel moderare le due relazioni appena descritte. Da un lato, gli effetti del reddito individuale sono molto più accentuati tra gli individui che si dichiarano di destra; dall'altro, gli effetti della disuguaglianza sono presenti soltanto tra gli individui di sinistra.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

AA.VV.

2007 *Atlante sanitario: mortalità evitabile per genere e Usl*, www.atlantesanitario.it

Acemoglu, D.

2002 *Technical Change, Inequality, and the Labor Market*, in «Journal of Economic Literature», vol. 40, n. 1, pp. 7-72.

Acemoglu, D. e Robinson, J.A.

2000 *Why Did the West Extend the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective*, in «The Quarterly Journal of Economics», vol. 115, n. 4, novembre, pp. 1167-1199.

Agenzia delle Entrate

2003 *Paperoni d'Italia, il 37% in Lombardia. Quasi uno su tre vive a Milano*, in «Fisco Oggi», 17 gennaio.

Aghion, P. e Bolton, P.

1997 *A Theory of Trickle-Down Growth and Development*, in «The Review of Economic Studies», vol. 64, n. 2, aprile, pp. 151-172.

Alesina, A. e La Ferrara, E.

2002 *Who Trusts Others?*, in «Journal of Public Economics», vol. 85, n. 2, pp. 207-234.

Alesina, A. e Rodrik, D.

1994 *Distributive Politics and Economic Growth*, in «The Quarterly Journal of Economics», vol. 109, n. 2, maggio, pp. 465-490.

Algan, Y. e Cahuc, P.

2007 *The Roots of Low European Employment: Family Culture?*, in C. Pissarides e J. Frenkel (a cura di), *Nber International Seminar on Macroeconomics*, Cambridge, Mass., Mit Press, pp. 65-109.

Allen, J., Barlow, J., Leal, J., Maloutas, T. e Padovani, L.

2004 *Housing and Welfare in Southern Europe*, Oxford, Blackwell.

Alvaredo, F. e Pisano, E.

2010 *Top Incomes in Italy*, in A.B. Atkinson e T. Piketty (a cura

- di), *Top Incomes: A Global Perspective. Volume II*, Oxford, Oxford University Press, cap. 12.
- Alvaredo, F. e Saez, E.
 2009 *Income and Wealth Concentration in Spain in a Historical and Fiscal Perspective*, in «Journal of the European Economic Association», vol. 5, 2009, pp. 1140-1167, pubblicato anche in in A.B. Atkinson e T. Piketty (a cura di), *Top Incomes: A Global Perspective. Volume II*, Oxford, Oxford University Press, 2010.
- Ashenfelter, O. e Stèpán, J.
 2004 *Cross-Country Comparisons of Wage Rates: The McWage Index*, Princeton-Prague, Princeton University-Cerge-EI.
- Atella, V. Coromaldi, M. e Mastrofrancesco, L.
 2001 *Euromod Country Report*, luglio.
- Atkinson, A.B. e Piketty, T.
 2007 *Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast between European and English Speaking Countries*, Oxford, Oxford University Press.
 2010 *Top Incomes: A Global Perspective. Volume II*, Oxford, Oxford University Press.
- Atkinson, A.B., Rainwater, L. e Smeeding, T.M.
 1995 *Income Distribution in Oecd Countries: Evidence from the Luxemburg Income Study*. Lis, Social Policy Studies n. 18, Paris, Oecd.
- Autor, D.
 2010 *The Polarization of Job Opportunities in the U.S. Labor Market*, Macclesfield, Cheshire, The Hamilton Project.
- Avitabile, C. Jappelli, T. e Padula, M.
 2008 *Screening Tests, Information, and the Health-Education Gradient*, Centre for Studies in Economics and Finance, Csef, Napoli, Università di Napoli, Working paper n. 187.
- Baldini, M. e Pacifico, D.
 2009 *The Recent Reforms of the Italian Personal Income Tax: Distributive and Efficiency Effects*, CapPaper n.66, Università di Modena e Reggio Emilia.
- Ballarino, G. e Cobalti, A.
 2003 *Mobilità sociale*, Roma, Carocci.
- Ballarino, G. e Sarti, S.
 2006 *Giovani e lavoro. Percorsi di transizione e dispositivi di sostegno*, in L. Battistoni e M. Sorcioni (a cura di), *Giovani generazioni al lavoro. I processi di transizione al lavoro tra flessibilità e sicurezza*, Roma, Italia Lavoro-Ministero del lavoro e della previdenza sociale, pp. 27-94.

- Ballarino, G. e Schadee, H.
 2008 *La disuguaglianza delle opportunità educative in Italia, 1930-1980: tendenze e cause*, in «Polis», XXII, 3, pp. 373-402.
- Ballarino, G. e Schizzerotto, A.
 2011 *Le disuguaglianze intergenerazionali di istruzione*, in A. Schizzerotto, E. Rettore e U. Trivellato (a cura di), *Rapporto sulla disuguaglianza in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- Banca Centrale Europea
 2003 *Structural Factors in the EU Housing Markets*, marzo.
- Banca d'Italia
 1997 *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1995*, Supplementi al Bollettino Statistico, Nuova serie, VII, n. 14, 20 marzo.
 2010a *La ricchezza delle famiglie italiane – 2009*, Supplementi al Bollettino statistico, n. 67, 20 dicembre.
 2010b *Relazione Annuale sul 2009*, 31 maggio.
- Banfield, E.G.
 1958 *The Moral Basis of a Backward Society*, New York, Free Press.
- Barbagli, M. e Macelli, A.
 1985 *La partecipazione politica a Bologna*, Bologna, Il Mulino.
- Barbagli, M., Castiglioni, M. e Dalla Zuanna, G.
 2003 *Fare famiglia in Italia. Un secolo di cambiamenti*, Bologna, Il Mulino.
- Barbieri, P. e Bison, I.
 2004 *Self-employment in Italy: Scaling the Class Barriers*, in W. Müller e R. Arum (a cura di), *Self-employed Dynamics and Social Inequality: A Cross-national Study of Self-employment in Advanced Economies*, Princeton, NJ, Princeton University Press.
- Barbieri, P. e Scherer, S.
 2003 *The Pay-off from Education: A North-South Comparison*, in D. Checchi e, C. Lucifora (a cura di), *Education, Training and Labour Market Outcomes in Europe*, Basingstoke, Palgrave-McMillan.
 2009 *Labour Market Flexibilization and its Consequences in Italy*, in «European Sociological Review», 25, 6, pp. 677-692.
- Barone, C. e Schizzerotto, A.
 2011 *Career Mobility, Education and Intergenerational Reproduction in Five European Societies*, in «European Societies», 13, 3, pp. 331-345.
- Barro, R.J.
 1974 *Are Government Bonds Net Wealth?*, in «Journal of Political Economy», vol. 82, n. 6, nov.-dic., pp. 1095-1117.
- Benabou, R. e Ok, E.A.
 2001 *Social Mobility and the Demand for Redistribution: The Poem*

- Hypothesis*, in «The Quarterly Journal of Economics», vol. 116, n. 2, maggio, pp. 447-487.
- Bénabou, R. e Tirole, J.
- 2006 *Belief in a Just World and Redistributive Politics*, in «Quarterly Journal of Economics», n. 121, pp. 699-746.
- Bernardi, F.
- 2006 *Globalization and Men's Employment Careers in Italy*, in H.-P. Blossfeld, M. Mills e F. Bernardi (a cura di), *Globalization, Uncertainty and Men's Careers*, Cheltenham, Elgar, pp. 393-417.
- Bernardi, F. e Poggio, T.
- 2004 *Home Ownership and Social Inequality in Italy*, in H.-P. Blossfeld e K. Kurz (a cura di), *Home Ownership and Social Inequality in Comparative Perspective*, Palo Alto, Calif., Stanford University Press.
- Bernardi, L.
- 1996 *L'Irpef: un'introduzione al dibattito*, in A. Fossati e S. Giannini (a cura di), *I nuovi sistemi tributari*, Milano, Franco Angeli, pp. 17-48.
- Bernardi, L. e Bernasconi, M.
- 1996 *L'evasione fiscale in Italia: evidenze empiriche*, in «Il fisco», n. 38, pp. 19-35.
- Bernasconi, M. e Marenzi, A.
- 1997 *Gli effetti redistributivi dell'evasione fiscale in Italia*, Banca d'Italia, Convegno sulle ricerche quantitative per la politica economica, Perugia, Sadiba.
- Bertola, G.
- 1993 *Factor Shares and Savings in Endogenous Growth*, in «The American Economic Review», vol. 83, n. 5, dicembre, pp. 1184-1198.
- Berton, F. e Pacelli, L.
- 2009 *Le carriere coi buchi*, in F. Berton, M. Richiardi, S. Sacchi (a cura di), *Flex-insecurity. Perché in Italia la flessibilità diventa precarietà*, Bologna, Il Mulino, pp. 111-133.
- Beugelsdijk, S. e Smulders, S.
- 2003 *Bridging and Bonding Social Capital: Which Type is Good for Economic Growth*, in W. Arts, J. Hagenaars e L. Halman (a cura di), *The Cultural Diversity of European Unity, Findings, Explanations and Reflections from the European Values Study*, Leiden, Brill, pp.147-184.
- Biancotti, C. e D'Alessio, G.
- 2008 *Values, Inequality and Happiness*, Temi di discussione n. 669, Roma, Banca d'Italia, aprile.
- Bison, I.
- 2002 *Le opportunità di carriera*, in A. Schizzerotto (a cura di), *Vite*

- inequali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino, pp. 281-315.
- Bison, I., Rettore, E. e Schizzerotto, A.
 2010 *La riforma Treu e la mobilità contrattuale in Italia. Un confronto tra coorti*, in D. Checchi (a cura di), *Immobilità diffusa – Perché la mobilità intergenerazionale è così bassa in Italia*, Bologna, Il Mulino, pp. 267-296.
- Blais, A.
 2000 *To Vote or Not to Vote: The Merits and Limits of Rational Choice Theory*, Pittsburgh, PA, Pittsburgh University Press.
- Blau, F. e Kahn, L.
 2005 *Do Cognitive Test Scores Explain Higher US Wage Inequality*, in «Review of Economics and Statistics», 87, 1, pp. 184-193.
- Bluestone, B. e Bennet, H.
 1988 *The Growth of Low-Wage Employment: 1963-1986*, in «American Economic Review», vol. 78, n. 2, pp. 124-128.
- Blundell, R.W. e Preston, I.
 1998 *Consumption Inequality and Income Uncertainty*, in «Quarterly Journal of Economics», 113, pp. 603-640.
- Blundell, R.W., Pistaferri, L. e Preston, I.
 2008 *Consumption Inequality and Partial Insurance*, in «American Economic Review», 98, pp. 1887-1921.
- Bobbio, N.
 1995 *Destra e Sinistra. Ragioni e significati di una distinzione politica*, Roma, Donzelli.
- Boeri, T. e Brandolini, A.
 2005 *The Age of Discontent: Italian Household at the Beginning of the Decade*, Discussion paper n. 1530, Bonn, Iza.
- Bottiroli Civardi, M. e Targetti Lenti, R.
 2001 *Profili reddituali, livello di istruzione e disuguaglianza nella distribuzione personale dei redditi in Italia*, in «Quaderni del Dipartimento di Economia Pubblica e Territoriale», n. 1, Università degli Studi di Pavia.
- Bourdieu, P.
 1980 *Le Capital Social*, Actes de la Recherche en Science Sociale, 31, 2-3.
- Bowles, S. e Gintis, H.
 2002 *Social Capital and Community Governance*, in «The Economic Journal», vol. 112, n. 483, pp. 419-436.
- Braga, M. e Checchi, D.
 2010 *Sistemi scolastici regionali e capacità di sviluppo delle competenze. I divari dalle indagini Pirls e Pisa*, in «La Rivista delle Politiche Sociali», 3, pp. 1-25.

- Brandolini, A.
 1999 *The Distribution of Personal Income in Post-War Italy: Source Description, Data Quality, and the Time Pattern of Income Inequality*, in «Giornale degli Economisti e Annali di Economia», vol. 58, n. 2, pp. 183-239.
- 2000 *Appunti per una storia della distribuzione del reddito in Italia nel secondo dopoguerra*, in «Rivista di Storia Economica», vol. 16, n. 2, pp. 215-230.
- 2004 *Income Inequality and Poverty in Italy: A Statistical Compendium*, Roma, Banca d'Italia, mimeo.
- 2005 *La disuguaglianza del reddito in Italia nell'ultimo decennio*, in «Stato e Mercato», vol. 74, pp. 207-229.
- 2009a *Indagine conoscitiva sul livello dei redditi di lavoro nonché sulla redistribuzione della ricchezza in Italia nel periodo 1993-2008*, Audizione Senato della Repubblica, Commissione Lavoro, Previdenza Sociale, 21 aprile.
- 2009b *Chi più, chi meno. La distribuzione del reddito in Italia*, in «il Mulino», n. 4, pp. 545-552.
- Brandolini, A. e D'Alessio, G.
 2001 *Household Structure and Income Inequality*, Luxembourg Income Study, Working paper n. 254.
- Brandolini, A. e Sestito, P.
 1994 *La distribuzione dei redditi familiari in Italia: 1977-1991*, in N. Rossi (a cura di), *La transizione equa, 1992-1993. Secondo Rapporto sulla Distribuzione e Redistribuzione del Reddito in Italia*, Bologna, Il Mulino, pp. 335-382.
- Brandolini, A., Cannari, L., D'Alessio, G. e Faiella, I.
 2004 *Household Wealth Distribution in Italy in the 1990s*, Temi di discussione n. 530, Roma, Banca d'Italia.
- 2006 *Household Wealth Distribution in Italy in the 1990s*, in E.N. Wolff (a cura di), *International Perspectives on Household Wealth*, Blithewood, Bard College, Annandale-on-Hudson, New York, Levy Economics Institute.
- Bratti, M., Checchi, D. e Filippin, A.
 2007 *Da dove vengono le competenze degli studenti? I divari territoriali nell'indagine Ocse Pisa 2003*, Bologna, Il Mulino.
- Brunello, G., Comi, S. e Lucifora, C.
 2000 *The Returns to Education in Italy: A New Look at the Evidence*, Discussion papers n. 130, Bonn, Iza.
- Buonanno, P. e Leonida, L.
 2009 *Non Market Effects of Education on Crime: Evidence from Italian Regions*, in «Economics of Education Review», vol. 28, 1, pp. 11-17.

- Burtless, G.
 1999 *Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the U.S. Income Distribution*, in «European Economic Review», vol. 43, pp. 853-865.
- Campa, P., Casarico, A. e Profeta, P.
 2011 *Gender Culture and Gender Gap in Employment*, in «Cesifo Economic Studies», 57, 1, marzo, pp. 156-182.
- Cannari, L. e D'Alessio, G.
 1993 *Non-Reporting and Under-Reporting Behavior in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth*, Bulletin of the International Statistical Institute – Proceedings of the Isi 49th Session, tome LV, four books, Isi, n. 3, pp. 395-412, agosto-settembre.
 2004 *Condizioni socioeconomiche e mortalità*, Roma, Banca d'Italia, mimeo.
 2006 *La ricchezza degli italiani*, Bologna, Il Mulino.
 2007a *Intergenerational Transfers in Italy*, Papers presented at the conference Household Wealth in Italy held in Perugia, 16-17 ottobre.
 2007b *Le opinioni degli italiani sull'evasione fiscale*, Temi di discussione n. 618, Roma, Banca d'Italia, marzo.
- Cannari, L. e Violi, R.
 1990 *Effetti redistributivi dell'imposta personale sul reddito: il caso italiano e l'ipotesi di tassazione secondo il reddito normale*, in M. Leccisotti (a cura di), *Per un'imposta sul reddito normale*, Bologna, Il Mulino, pp. 105-122.
- Cannari, L., Ceriani, V. e D'Alessio, G.
 1995 *Il recupero degli imponibili sottratti a tassazione*, Ricerche quantitative per la politica economica – Sadiba, Roma, Banca d'Italia, 3-5 novembre.
- Cannari, L. D'Alessio, G. e Gambacorta, R.
 2007 *Capital Gains and Wealth Distribution In Italy*, in «Ifc Bulletin», vol. 2, n. 26, luglio, pp. 129-156.
- Card, D.
 1999 *The Causal Effect of Education on Earnings*, in O. Ashenfelter e D. Card (a cura di), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3b, Amsterdam, North Holland.
- Cartocci, R.
 1990 *Elettori in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- Casarico, A. e Profeta, P.
 2010a *Donne in attesa. L'Italia delle disparità di genere*, Milano, Egea.
 2010b *Skilled or Unskilled? To Work or Not? Female Decisions Under Imperfect Information*, Milano, Università Bocconi, mimeo.

- Castles, F.G. e Ferrera, M.
1996 *Casa e welfare state. Le contraddizioni dei paesi sud-europei*, in «Stato e Mercato», 48, pp. 409-431.
- Ceriani, L. e Gigliarano, C.
2010 *Euromod Country Report, Italy 2005-2008*, Euromod version F3.0.
- Checchi, D. e Redaelli, S.
2010 *Scelte scolastiche e ambiente familiare*, in D. Checchi (a cura di), *Immobilità diffusa*, Bologna, Il Mulino.
- Checchi, D., Leonardi, M. e Fiorio, C.
2006 *Sessanta anni di istruzione scolastica in Italia*, in «Rivista di Politica Economica», n. 7-8, pp. 285-318.
- Chiappori, P.A., Iyigun, M. e Weiss, Y.
2009 *Investment in Schooling and the Marriage Market*, in «American Economic Review», 99, 5, dicembre, pp. 1689-1717.
- Chiuri, M.C. e Jappelli, T.
2003 *Financial Market Imperfections and Home Ownership: A Comparative Study*, in «European Economic Review», 47, pp. 857-875.
- Ciccone, A., Cingano, F. e Cipollone, P.
2004 *The Private and Social Return to Schooling in Italy*, in «Giornale degli economisti e Annali di economia», vol. 63, n. 3-4, pp. 413-444.
- Cipollone, P. e Rosolia, A.
2007 *Social Interactions in High School: Learning from an Earthquake*, in «American Economic Review», vol. 97, pp. ???.
- 2011 *Schooling and Youth Mortality: Evidence from a Mass Military Exemption*, Temi di discussione n. 811, giugno, Roma, Banca d'Italia.
- Cipollone, P., Montanaro, P. e Sestito, P.
2010 *Misure di valore aggiunto per le scuole superiori italiane: i problemi esistenti e alcune prime evidenze*, Temi di discussione n. 754, Roma, Banca d'Italia.
- Cipollone, P., Radicchia, D. e Rosolia, A.
2006 *The Effect of Education on Youth Mortality*, Roma, Banca d'Italia, mimeo.
- Cobalti, A. e Schizzerotto, A.
1994 *La mobilità sociale in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- Coffé, H. e Geys, B.
2006 *Community Heterogeneity: A Burden for the Creation of Social Capital?*, in «Social Science Quarterly», 87, 5, pp. 1053-1072.
- Coleman, J.
1988 *Social Capital in the Creation of Human Capital*, in «American Journal of Sociology», 94, pp. 95-120.

- Contini, B. (a cura di)
 2002 *Osservatorio sulla mobilità del lavoro in Italia: imprese, lavoratori e salari*, Bologna, Il Mulino.
- Corte dei conti
 2011 *Rapporto 2011 sul coordinamento della finanza pubblica*, maggio, Roma.
- Costa, D. e Kahn, M.E.
 2001 *Understanding the Decline in Social Capital, 1952-1998*, Cambridge, National Bureau of Economic Research.
- Costa, G.
 2009a *Le disuguaglianze sociali di salute*, relazione presentata al V Congresso Nazionale della Società italiana di statistica medica ed epidemiologia clinica, Pavia, settembre 2009.
 2009b *Le disuguaglianze di salute: una sfida per le discipline che si occupano di valutazione delle politiche*, in A. Brandolini, C. Saraceno e A. Schizzerotto (a cura di), *Dimensioni della disuguaglianza in Italia: povertà, salute, abitazione*, Bologna, Il Mulino.
- Costa, G. e Demaria, M.
 1988 *Un sistema longitudinale di sorveglianza della mortalità secondo le caratteristiche socioeconomiche, come rilevate ai censimenti della popolazione: descrizione e documentazione*, in «Epidemiologia e prevenzione», vol. 36.
- Costa, G., Leombruni, R. e Richiardi, M.
2008? *Aspettative di vita, lavori usuranti e equità del sistema previdenziale. Prime evidenze dal Work Histories Italian Panel*, in «Epidemiologia e Prevenzione», in corso di pubblicazione?.
- Costa, G., Faggiano, F., Cadum, E., Lagorio, S., Arcà, M., Farchi, G., Demarca, M. e Pagnanelli, F.
 1994 *Le differenze sociali nella mortalità in Italia*, in G. Costa e F. Faggiano (a cura di), *L'equità nella salute in Italia*, Milano, FrancoAngeli.
- Costrell, R.M.
 1990 *Methodology in the «Job Quality» Debate*, in «Industrial Relations», vol. 29, n. 1, pp. 94-110.
- Crevaschi, M. e Tosi, A.
 2001 *Casa e territorio*, in Irer (a cura di), *Quattro studi sulla vulnerabilità sociale. Rapporto sull'Indagine sociale lombarda 2000*, Milano, Guerini Scientifica.
- Cremer, H. e Pestieau, P.
 2003 *Wealth Transfer Taxation: A Survey*, Cnrs-Ens-Ehess Working paper n. 20.
- Cutler, D. e Lleras-Muney, A.
 2006 *Education and Health: Evaluating Theories and Evidence*, Nber Working paper n. 12352.

- Cutler, D., Deaton, A. e Lleras-Muney, A.
 2006 *The Determinants of Mortality*, in «Journal of Economic Perspectives», 20, 3.
- D'Alessio, G. e Gambacorta, R.
 2007 *L'accesso all'abitazione di residenza in Italia. Questioni di Economia e Finanza*, in Occasional papers, Roma, Banca d'Italia, 9.
- D'Amuri, F. e Fiorio, C.V.
 2005 *Workers' Tax Evasion in Italy*, in «Giornale degli economisti e Annali di Economia», vol. 64, n. 2-3, pp. 247-270.
- D'Angelo, E. e Lilla, M.
 2011 *Social Networking and Inequality: The Role of Clustered Networks*, in «Cambridge Journal of Regions, Economy and Society», 4, pp. 63-77.
- D'Aurizio, L., Faiella, I., Iezzi, S. e Neri, A.
 2006 *L'under-reporting della ricchezza finanziaria nell'indagine sui bilanci delle famiglie*, Temi di discussione n. 610, dicembre, Roma, Banca d'Italia.
- Davies, J.B. e Shorrocks, A.F.
 2000 *The Distribution of Wealth*, in A.B. Atkinson e F. Bourguignon (a cura di), *Handbook of Income Distribution*, vol. 1, Amsterdam, North-Holland, pp. 605-675.
- Davies, J.B., Sandstrom, S., Shorrocks, A. e Wolff, E.N.
 2009 *The Level and Distribution of Global Household Wealth*, Nber Working paper n. 15508, novembre.
- Deaton, A.
 2011 *What Does the Empirical Evidence Tell us About the Injustice of Health Inequalities?*, Princeton, NJ, Princeton University, mimeo.
- Deaton, A. e Paxson, C.
 1994 *Intertemporal Choice and Inequality*, in «Journal of Political Economy», 102, pp. 384-394.
 1998 *Aging and Inequality in Income and Health*, in «American Economic Review, Papers and Proceedings», 88, pp. 248-253.
- de Blasio, G. e Nuzzo, G.
 2005 *Il capitale sociale à la Putnam e le regioni italiane: un'analisi empirica*, in «Scienze regionali», vol. I.
 2010a *Historical Traditions of Civicness and Local Economic Development*, in «Journal of Regional Science», vol. 50, n. 4, pp. 833-857.
 2010b *Individual Determinants of Social Behavior*, in «Journal of Socio-Economics», vol. 39, n. 4, pp. 466-473.

- de Blasio, G. e Sestito, P. (a cura di)
 2011 *Cos'è e cosa spiega il capitale sociale*, Roma, Donzelli Editore.
- Del Boca, D. e Rosina, A.
 2009 *Famiglie sole*, Bologna, Il Mulino.
- De Lillo, A. e Schizzerotto, A.
 1985 *La valutazione sociale delle occupazioni. Una scala di stratificazione occupazionale per l'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino.
- Dell, F., Piketty, T. e Saez, E.
 2007 *Income and Wealth Concentration in Switzerland over the Twentieth Century*, in A.B. Atkinson e T. Piketty (a cura di), *Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast between European and English Speaking Countries*, Oxford, Oxford University Press.
- De Vincenti, C. e Paladini, R. (a cura di)
 2008 *Libro Bianco della Commissione di Studio sull'Imposta sui Redditi delle Persone Fisiche e sul Sostegno delle Famiglie*, Roma, Scuola Superiore dell'Economia e delle Finanze «Ezio Vanoni», Ministero dell'Economia e delle Finanze.
- Di Nicola, F.
 2003 *Osservazioni sulla riforma dell'imposta personale sul reddito*, in «Studi e Note di Economia», n. 1, pp. 65-92.
 2005 *Il modulo di riforma Irpef: osservazioni e proposte*, Roma, Isae, mimeo.
- Di Nicola, F. e Paladini, R.
 2005 *Le riforme Irpef 2003-2005: considerazioni e ipotesi di evoluzione*, in «La rivista delle politiche sociali», n. 1, Roma, Ediesse.
- Erickson, C.L. e Ichino, A.
 1995 *Wage Differentials in Italy: Market Forces, Institutions, and Inflation*, in R.B. Freeman e L.F. Katz (a cura di), *Differences and Changes in Wage Structures*, Chicago-London, University of Chicago Press, pp. 265-305.
- Esping-Andersen, G. e Regini, M. (a cura di)
 2000 *Why Deregulate Labour Markets?*, Oxford, Oxford University Press.
- Euromod
 2011 *Tax-benefit Microsimulation Model for the European Union*, www.iser.essex.ac.uk/euromod/developing-euromod/euromodupdate.
- Fabbri, F. e Rossi, N.
 1997 *Caste, non classi. Una società immobile*, in «il Mulino», n. 1, gennaio-febbraio, pp. 110-116.

- Facchini, C. (a cura di)
 2005 *Diventare adulti. Vincoli economici e strategie familiari*, Milano, Guerini Scientifica.
- 2008 (a cura di), *Conti aperti. Denaro, asimmetrie di coppie e solidarietà tra le generazioni*, Bologna, Il Mulino.
- Fernandez, R.
 2007 *Women, Work and Culture*, in «Journal of the European Economic Association», 5, 2-3, pp. 305-332.
- Filandri, M.
 2009 *Carriere abitative e origine sociale*, in A. Brandolini, C. Saraceno e A. Schizzerotto (a cura di), *Dimensioni della disuguaglianza in Italia: povertà, abitazione, salute*, Bologna, Il Mulino.
- 2010 *Obiettivo casa: l'autonomia abitativa dei giovani europei*, in N. Negri e M. Filandri (a cura di), *Restare di ceto medio. Il passaggio alla vita adulta nella società che cambia*, Bologna, Il Mulino.
- Fiorio, C.V.
 2011 *Understanding Italian Inequality Trends*, in «Oxford Bulletin of Economics and Statistics», vol. 73, pp. 255-275.
- Fiorio, C.V. e D'Amuri, F.
 2005 *Workers' Tax Evasion*, in «Giornale degli Economisti ed Annali d'Economia», 118, vol. 64, n. 2-3, pp. 247-270.
- Fiorio, C.V. e Zanardi, A.
 2008 *L'evasione fiscale: cosa ne pensano gli italiani?*, in M.C. Guerra e A. Zanardi (a cura di), *La finanza pubblica italiana. Rapporto 2006*, Bologna, Il Mulino.
- Fischer, J.A.V. e Torgler, B.
 2006 *The Effect of Relative Income Position on Social Capital*, in «Economics Bulletin», vol. 26, n. 4, pp. 1-20.
- Foster, M. e Pellizzari, M.
 2000 *Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the Oecd area*, Labour Market and Social Policy Occasional Papers n. 42, Paris, Oecd.
- Franklin, M.
 2004 *Voter Turnout and the Dynamics of Electoral Competition in Established Democracies since 1945*, New York, Cambridge University Press.
- Franzini, M. e Raitano, M.
 2010 *Non solo istruzione. Condizioni economiche dei genitori e successo dei figli nei paesi europei*, in D. Checchi (a cura di), *Immobilità diffusa*, Bologna, Il Mulino.
- Freire-Seren, M.J e Panades, J.
 2008 *Does Tax Evasion Modify the Redistributive Effect of Tax*

- Progressivity?*, in «The Economic Record», vol. 84, n. 267, dicembre, pp. 486-495.
- Fukuyama, F.
1995 *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*, New York, Free Press.
- Gallina, V. (a cura di)
2007 *Letteratismo e abilità per la vita*, Indagine nazionale sulla popolazione italiana 16-65 anni, Roma, Armando Editore.
- Gallino, L.
2011 *Finanzcapitalismo*, Torino, Einaudi.
- Galor, O. e Zeira, J.
1993 *Income Distribution and Macroeconomics*, in «Review of Economic Studies», vol. 60, pp. 35-52.
- Gastaldi, F. e Liberati, P.
2005 *The Personal Income Tax in Italy: Why Does It Change?*, in «Giornale degli Economisti e Annali di Economia», vol. 64, 2-3, novembre, pp. 159-188.
2009 *Tax Credits for Dependent Children and Child Benefits: What do we Learn from the Italian Experience?*, in «Journal of Economic Policy Reform», vol. 12, n. 3, pp. 219-234.
- Gastaldi, F., Rapallini, C. e Liberati, P.
2008 *A Decomposition of the Personal Income Tax Changes in Italy: 1995-2000*, in «FinanzArchiv», n. 64, pp. 87-114.
- Giannini, S. e Guerra, M.C.
2001 *Dove eravamo e dove siamo: il sistema tributario dal 1990 al 2000*, in L. Bernardi (a cura di), *La Finanza Pubblica italiana. Rapporto 2000*, Bologna, Il Mulino.
- Gini, C.
1909 *Il diverso accrescimento delle classi sociali e la concentrazione della ricchezza*, in «Giornale degli economisti», vol. 38.
- Giordano, R. e Tommasino, P.
2011 *Public Sector Efficiency and Political Culture*, Temi di discussione, Working papers n. 786, Roma, Banca d'Italia.
- Glaeser, E.L., Laibson, D. e Sacerdote, B.
2002 *An Economic Approach to Social Capital*, in «The Economic Journal», vol. 112.
- Golini, A. e Pagnanelli, F.
1990 *Mortalità e condizione sociale delle famiglie in Italia*, in «Polis», vol. IV, n. 3.
- Goos, M., Manning, A. e Salomons, A.
2009a *The Polarization of the European Labor Market*, in «American Economic Review Papers and Proceedings», vol. 99, n. 2, pp. 58-63.

- 2009b *Recent Changes in the European Employment Structure: the Roles of Technological Change, Globalization and Institutions*, mimeo.
- Granovetter, M.
1973 *The Strength of Weak Ties*, in «American Journal of Sociology», 78, pp. 1360-1380.
- Green, D. e Riddell, W.
2003 *Literacy and Earnings: An Investigation of the Interaction of Cognitive and Unobserved Skills in Earnings Generation*, in «Labour Economics», 100, 2, pp. 165-184.
- Grossman, M.
2006 *Education and Nonmarket Outcomes*, in E. Hanushek e F. Welch (a cura di), *Handbook of the Economics of Education*, Città???, Elsevier.
- Grossman, M. e Kaestner, R.
1997 *Effects of Education on Health*», in J.R. Behrman e N. Stacey (a cura di), *The Social Benefits of Education*, Ann Arbor, Michigan, University of Michigan Press.
- Guiso, L., Sapienza, P. e Zingales, L.
2004 *The Role of Social Capital in Financial Development*, in «American Economic Review», vol. 94, n. 3, pp. 526-556.
- 2006 *Does Culture Affect Economic Outcomes?*, in «Journal of Economic Perspectives», 20, 2, pp. 23-48.
- 2010 *Civic Capital as the Missing Link*, National Bureau of Economic Research Working papers.
- Günther Schmid, G.
2008 *Full Employment in Europe. Managing Labour Market Transitions and Risks*, Cheltenham, Edward Elgar.
- Gustavsson, M. e Jordahl, H.
2008 *Inequality and Trust in Sweden: Some Inequalities Are More Harmful than Others*, in «Journal of Public Economics», 92, pp. 348-365.
- Hanushek, E.A. e Woessmann, L.
2007 *The Role of Education Quality for Economic Growth*, Working paper n. 4122, World Bank Policy Research.
- Hardin, R.
2006 *Trust*, Cambridge, Polity Press.
- Harris, B.
2004 *Public Health, Nutrition and the Decline in Mortality*, in «Social history of medicine», vol. 17, 3.
- Helderman, A.C. e Mulder, C.H.
2007 *Intergenerational Transmission of Homeownership: The Roles of Gifts and Continuities in Housing Market Characteristics*, in «Urban Studies», 44, pp. 231-247.

- Henretta, J.C.
1984 *Parental Status and Child's Home Ownership*, in «American Sociological Review», 39, pp. 131-140.
- Howell, D.R. e Wolff, E.N.
1991 *Trends in the Growth and Distribution of Skills in the U.S. Workplace, 1960-1985*, in «Industrial and Labor Relations Review», vol. 44, pp. 486-502.
- Huisman, M., Kunst, A.E., Andersen, O., Bopp, M., Borgan, J.K., Borrell, C., Costa, G., Deboosere, P., Desplanques, G., Donkin, A., Gadeyne, S., Minder, C., Regidor, E., Spadea, T., Valkonen e Mackenbach, J.P.
2004 *Socio-economic Inequalities in Mortality Among Elderly People in 11 European Populations*, in «Journal of Epidemiology & Community Health», vol. 58.
- Ichino, A.
2001 *Il problema della causalità. Una introduzione generale e un esempio*, in L. Brucchi (a cura di), *Manuale di economia del lavoro*, Bologna, Il Mulino.
- Idler, E.L. e Benyamini, Y.
1997 *Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies*, in «Journal of Health and Social Behavior», 38, pp. 21-37.
- Isae, Istituto di studi e analisi economica
2005 *La distribuzione funzionale e personale del reddito in Italia a partire dagli anni novanta*, in Rapporto «Finanza Pubblica e redistribuzione», ottobre, Roma, Isae, pp. 1-30.
2006 *L'evasione dell'imposta personale sul reddito delle persone fisiche: rilevanza e problemi*, in Rapporto Isae «Finanza Pubblica e Redistribuzione», cap. 3, ottobre, Roma, Isae.
- Istat
1990 *La mortalità differenziale secondo alcuni fattori socioeconomici: anni 1981-82*, Note e relazioni n. 2, Roma, Istat.
2001 *La mortalità differenziale secondo alcuni fattori socio-economici: anni 1991-1992*, Informazioni, Roma, Istat.
2006 *Strutture familiari e opinioni sulla famiglia 2002-03*, Roma, Istat.
2007 *IT Silc Indagine sulle condizioni di vita, anno 2006*, www.istat.it/dati/microdati/elenco_file_standard/.
2008 *Reddito e condizioni di vita*, Roma, Istat.
2010a *La misura dell'economia sommersa secondo le statistiche ufficiali. Anni 2000-2008*, Statistiche in breve, 13 luglio, Roma, Istat.
2010b *L'abitazione delle famiglie residenti in Italia. Anno 2008*, Roma, Istat.

- 2011 *Rapporto Annuale. La situazione del paese nel 2010*. Roma, Istat.
- Jappelli, T. e Pistaferri, L.
 2006 *Intertemporal Choice and Consumption Mobility*, in «Journal of the European Economic Association», 4, pp. 75-115.
- 2010 *Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?*, in «Review of Economic Dynamics», 13, pp. 133-153.
- 2011 *Financial Integration and Consumption Smoothing*, in «Economic Journal», 121, pp. 678-706.
- Johansson, S.R.
 2010 *Medics, Monarchs and Mortality, 1600-1800: Origins of the Knowledge Driver Health Transition in Europe*, Cambridge, University of Cambridge, mimeo.
- Jordahl, H.
 2007 *Inequality and Trust*, Working paper n. 715, Ifn.
- Juhn, C., Murphy, K.M. e Pierce, B.
 1993 *Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill*, in «Journal of Political Economy», vol. 101, n. 3, pp. 410-442.
- Kane, T.J.
 2001 *College-Going and Inequality: A Literature Review*, unpublished, School of Public Policy and Social Research, Los Angeles, University of California.
- Katz, L.F. e Autor, D.H.
 1999 *Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality*, in O. Ashenfelter e D. Card (a cura di), *Handbook of Labor Economics 3A*, Amsterdam, North Holland, pp. 1463-1555.
- Katz, L.F. e Murphy, K.M.
 1992 *Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors*, in «The Quarterly Journal of Economics», vol. 107, n. 1, pp. 35-78.
- Kennedy, B.P., Kawachi, I., Glass, R. e Prothrow-Stith, D.
 1998 *Income Distribution, Socio-Economic Status, and Self Rated Health in the United States: Multilevel Analysis*, in «British Medical Journal», 317, pp. 917-921.
- Klevmarcken, A.
 2006 *The Distribution of Wealth in Sweden: Trends and Driving Factors*, in G. Chaloupek e T. Zotter (a cura di), *Steigende wirtschaftliche Ungleichheit bei steigendem Reichtum?*, Tagung der Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien, Vienna, LexisNexis Verlag Ard Orac., pp. 29-44.
- Koenker, R.W. e Hallock, K.
 2001 *Quantile Regression: An Introduction*, in «Journal of Economic Perspectives», 15, pp. 143-156.

- Lambert, P.J.
2007 *The Distribution and Redistribution of Income*, Manchester, Manchester University Press.
- Lehrer, S.F., Tremblay, R.E., Vitaro, F. e Schaal, B.
2004 *Raging Hormones in Puberty: Do They Influence Adolescent Risky Behavior?*, [????????????](#), mimeo.
- Leigh, A.
2006 *Trust, Inequality and Ethnic Heterogeneity*, in «Economic Record», 82, 258, pp. 268-280.
2007 *How Closely Do Top Income Shares Track Other Measures of Inequality?»* Cepr Discussion papers n. 562, Centre for Economic Policy Research, Research School of Economics, Acton, Australian National University.
- Levy, F. e Murnane, R.J.
1992 *U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanation*, in «Journal of Economic Literature», vol. 30, n. 3, pp. 1333-1381.
- Livi Bacci, M.
1990 *Introduzione alla demografia*, Torino, Loescher.
- Lleras-Muney, A.
2005 *The Relationship between Education and Adult Mortality in the US*, in «Review of Economic Studies», vol. 72.
- Luy, M., Di Giulio, P. e Caselli, G.
2011 *Differences in Life Expectancy by Education and Occupation in Italy: Indirect Estimates from Maternal and Paternal Orphanhood*, in «Population Studies», luglio.
- Maccheroni, C.
2008 *Disuguaglianze nella durata di vita per grado di istruzione in Italia all'inizio degli anni 2000*, Centre for Research on Social Dynamics «Carlo Dondena», Working paper n. 3.
- Manacorda, M.
2004 *Can the Scala Mobile Explain the Fall and the Rise of Earnings Inequality in Italy? A Semiparametric Analysis, 1977-93*, in «Journal of Labor Economics», vol. 22, n. 3, p. 585-613.
- Marino, M.R. e Rapallini, C.
2003 *La composizione familiare e l'imposta sul reddito delle persone fisiche: un'analisi degli effetti redistributivi e alcune considerazioni sul benessere sociale*, Temi di discussioni del Servizio Studi, Roma, Banca d'Italia.
- Marino, M.R. e Zizza, R.
2008 *L'evasione dell'Irpef: una stima per tipologia di contribuente*, Siep, Società italiana di economia pubblica, XX Conferenza, Università di Pavia, 25-26 settembre.

- Martini, A. e Trivellato, U.
 2011 *Sono soldi ben spesi? Perché e come valutare l'efficacia delle politiche pubbliche*, Venezia, Marsilio.
- Meltzer, A.H. e Richard, S.F.
 1981 *A Rational Theory of the Size of Government*, in «The Journal of Political Economy», vol. 89, n. 5, ottobre, pp. 914-927.
- Mencarini, L. e Tanturri, M.L.
 2006 *Una casa per diventare grandi. I giovani italiani, l'autonomia abitativa e il ruolo della famiglia d'origine*, in «Polis», 3, pp. 405-430.
- Mincer, J.
 1974 *Schooling, Experience, and Earnings*, New York, Columbia University Press.
- Minelli, A.
 2004 *La politica per la casa*, Bologna, Il Mulino.
- Ministero delle Finanze
 2011 *Distribuzione dei redditi per classi di reddito complessivo, Persone fisiche, anno d'imposta 2007*, www.finanze.gov.it/stat_complete/persone_fisiche/tabelle.htm.
- Mocetti, S.
 2007 *Intergenerational Earnings Mobility in Italy*, in «The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy», Contributions, vol. 7, n. 2, art. 5.
- Moriguchi, C. e Saez, E.
 2008 *The Evolution of Income Concentration in Japan, 1886-2005: Evidence from Income Tax Statistics*, in «Review of Economics and Statistics» vol. 90, n. 4, pp. 713-734 pubblicato anche in A.B. Atkinson e T. Piketty, *Top Incomes: A Global Perspective – Volume II*, Oxford, Oxford University Press, 2010.
- Murphy, K.M. e Welch, F.
 1993 *Occupational Change and the Demand for Skill, 1940-1990*, in «American Economic Review», vol. 83, n. 2, pp. 122-126.
- Mussida, C. e Picchio, M.
 2011 *The Trend over Time of the Gender Wage Gap in Italy*, Discussion paper n. 5932, Iza.
- Nellas, V. e Olivieri, E.
 2011 *Job Polarization and Labour Market Institutions*, mimeo.
- Nordhaus, W.D.
 2007 *Two Centuries of Productivity Growth in Computing*, in «Journal of Economic History», vol. 67, n. 1, pp. 128-159.

- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A. e Lindelöw, M.
 2008 *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data*, Washington, DC, The World Bank.
- Oecd
 2010 *A Family Affair: Intergenerational Social Mobility across Oecd Countries*, a cura di O. Causa e Å. Johansson, Economics Department, Working papers n. 707.
- Oecd-Statistics Canada
 2006 *Learning a Living. First results of the adult literacy and life skills survey*, Paris.
- Olivetti, C. e Petrongolo, B.
 2008 *Unequal Pay or Unequal Employment? A cross-country Analysis of Gender Gaps*, in «Journal of Labor Economics», 26, 4, ottobre, pp. 621-654.
- Pellegrino, S.
 2007 *Irpef 2007: una redistribuzione quasi irrilevante?*, Working paper n. 584, Siep.
- Persson, T. e Tabellini, G.
 1994 *Is Inequality Harmful for Growth?*, in «The American Economic Review», vol. 84, n. 3, giugno, pp. 600-621.
- Piacenza, M. e Turati, G.
 2010 *Does Fiscal Discipline towards Sub-national Governments Affect Citizens' Well-being? Evidence on Health*, Ieb Working paper Series, Institut d'Economia de Barcelona, Universitat de Barcelona, 56.
- Piketty, T.
 2003 *Income Inequality in France, 1901-1998*, in «Journal of Political Economy», vol. 111, n. 5, pp. 1004-1042.
- Piketty, T. e Saez, E.
 2003 *Income Inequality in the United States 1913-1998*, in «Quarterly Journal of Economics», vol. 118, pp. 1-39, pubblicato anche in A.B. Atkinson e T. Piketty, *Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast between European and English Speaking Countries*, Oxford, Oxford University Press, 2007.
- 2006 *The Evolution of Top Incomes: a Historical and International Perspective*, in «American Economic Review», vol. 96, n. 2, pp. 200-205.
- Piraino, P.
 2007 *Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy*, in «The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy», Contributions, vol. 7, n. 2, art. 1.
- Pisani, S. e Marigliani, M.
 2007 *Le basi imponibili Iva. Aspetti generali e principali risultati per*

- il periodo 1980-2004*, Documenti di lavoro dell'Ufficio Studi, 2007/7, Roma, Agenzia delle Entrate.
- Pisani, S. e Polito, C.
 2006 *Analisi dell'evasione fondata sui dati Irap. Anni 1998-2002*, Documenti di lavoro dell'Ufficio Studi, 2006/2, Roma, Agenzia delle Entrate.
- Pisati, M. e Schizzerotto, A.
 1999 *Pochi promossi, nessun bocciato. La mobilità di carriera in Italia in prospettiva comparata e longitudinale*, in «Stato e mercato», 56, pp. 249-279.
 2006 *Mid-career Women in Contemporary Italy: Economic and Institutional Changes*, in H.-P. Blossfeld e H. Hoffmeister (a cura di), *Globalization, Uncertainty and Women's Careers*, Cheltenham, Elgar, pp. 352-375.
- Pizzorno, A.
 1983 *Sulla razionalità della scelta democratica*, in «Stato e mercato», 7, pp. 3.
- Plutzer, E.
 2002 *Becoming an Individual Voter: Inertia, Resources and Growth in Young Adulthood*, in «American Political Science Review», 96, pp. 41-56.
- Poggio, T.
 2006 *Proprietà della casa, disuguaglianze sociali e vincoli del sistema abitativo*, in «La Rivista delle Politiche Sociali», 3, pp. 27-40.
- Poggio, T.
 2008 *The Intergenerational Transmission of Home Ownership and the Reproduction of the Familialistic Welfare Regime*, in C. Saraceno (a cura di) *Families, Ageing And Social Policy. Generational Solidarity in European Welfare States*, Cheltenham, Elgar.
 2009 *Le principali dimensioni della disuguaglianza abitativa*, in A. Brandolini, C. Saraceno e A. Schizzerotto (a cura di), *Dimensioni della disuguaglianza in Italia: povertà, abitazione, salute*, Bologna, Il Mulino.
- Ponzo, I.
 2009 *L'accesso degli immigrati all'abitazione. Disuguaglianze e percorsi*, in A. Brandolini, C. Saraceno e A. Schizzerotto (a cura di), *Dimensioni della disuguaglianza in Italia: povertà, abitazione, salute*, Bologna, Il Mulino.
- Portes, A.
 2000 *The Two Meanings of Social Capital*, in «Sociological forum», vol. 15, n. 1, pp. 1-12.
- Putnam, R.
 2000 *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, New York, Simon and Schuster.

- Putnam, R.D., Leonardi, R. e Nanetti, R.Y.
1993 *Making Democracy Work*, Princeton, NJ, Princeton University Press.
- Ricci, R.
1997 *Povert  abilitativa in Italia, 1989-1993*, Roma, Commissione sulla Povert  e l'esclusione sociale in Italia.
- Rosen, S.
1981 *The Economics of Superstars*, in «American Economic Review», vol. 71 n. 5, pp. 845-858.
- Rosestone, St. e Hansen, J.M.
1993 *Mobilization, Participation and Democracy in America*, New York, Mac Millan.
- Rothstein, B. e Uslaner, E.M.
2006 *All for One: Equality, Corruption, and Social Trust*, in «World Politics», vol. I, n. 1, pp. 41-72.
- Ruocco, A. e Mottola, M.
2005 *Aspetti distributivi della riforma Ire*, Nota dal Ccs, n. 05-02, 3 febbraio, Roma, Confindustria.
- Rutstein, D.D., Berenberg, W., Chalmers, T.C., Child, C.G., Fishman A.P. e Perrin, E.B.
1976 *Measuring the Quality of Medical Care*, in «New England Journal of Medicine», 294, pp. 582-588.
- Sabatini, F.
2009 *Il capitale sociale nelle regioni italiane: un'analisi comparata*, in «Rivista di Politica Economica», 99, 2, pp. 167-220.
- Saez, E.
2004 *Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960-2000: Evidence and Policy Implications*, Nber Chapters, in «Tax Policy and the Economy», National Bureau of Economic Research, vol. 18, pp. 117-174.
- Sani, G. e Mannheimer, R.
2001 *La Conquista degli Astenuti, Gli Italiani e le Urne*, Bologna, Il Mulino.
- Santoro, A.
2011 *L'evasione fiscale*, Bologna, Il Mulino.
- Saraceno, C. e Brandolini, A.
2007 *Povert  e benessere. Una geografia delle disuguaglianze in Italia*, Ricerche e studi dell'Istituto Carlo Cattaneo, Bologna, Il Mulino, pp. 237-257.
- Sarti, S. e Terraneo, M.
2007 *Stabilit  e mutamento della scala di stratificazione occupazionale in Italia*, in «Quaderni di sociologia», 51, pp. 75-100.

- Sassatelli, R., Santoro, M. e Semi, G.
 2008 *Quello che i consumi rivelano: spazi, pratiche e confini del ceto medio*, in A. Bagnasco (a cura di), *Ceto medio. Perché e come occuparsene*, Bologna, Il Mulino.
- Schizzerotto, A.
 2002 *Vite ineguali*, Bologna, Il Mulino.
 2002 *Lavori protetti e non protetti*, in A. Schizzerotto (a cura di), *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino, pp. 235-280.
- Scott Murray, T., Clermont, Y. e Binkley, M.
 2005 *Measuring Adult Literacy and Life Skills: New Frameworks for Assessment*, Statistics Canada.
- Secit
 2005 *La tassazione delle famiglie e le riforme Irpef*, Audizione Commissioni finanze e tesoro del Senato della Repubblica, Indagine conoscitiva sul trattamento fiscale del reddito familiare e sulle relative politiche di sostegno, Roma, 15 febbraio.
- Segatti, P.
 2011 *The Italian Majoritarian Experiment, Continuities and Discontinuities in the Electoral Behavior between First and Second Republic*, Working paper ????????
- Sen, A.K.
 1992 *Inequality Re-examined*, Oxford, Oxford University Press.
 2010a *L'idea di giustizia*, Milano, Mondadori.
 2010b *La disuguaglianza. Un riesame critico*, Bologna, Il Mulino.
- Sierminska, E., Brandolini, A. e Smeeding, T.M.
 2007 *Comparing Wealth Distribution Across Rich Countries: First Results from the Luxembourg Wealth Study*, Papers presented at the conference Household Wealth in Italy held in Perugia, 16-17 ottobre.
- Signorini, L.F. e Visco, I.
 2002 *L'economia italiana*, Bologna, Il Mulino.
- Sørensen, A.B.
 1986 *Theory and Methodology in Social Stratification*, in U. Himmelstrand (a cura di), *Sociology: from crisis to science*, London, Sage, pp. 69-95.
- Stone, W.
 2003 *Bonding, Bridging and Linking with Social Capital, Stronger Families Learning*, in «Exchange Bulletin», vol. 4, pp. 13-16.
- Sutherland, H. (a cura di),
 2001 *Euromod: an integrated European Benefit-tax model, Final Report*, Euromod Working paper EM9/01.

the Mc wage index,» Princeton University, mimeo ????????????

- Trelle
 2011 *Il lifelong learning e l'educazione degli adulti in Italia e in Europa*, Quaderno n. 9, [????????](#)
- Tuorto, D.
 2006 *Apatia o Protesta, l'Astensionismo Elettorale in Italia*, Bologna, Il Mulino.
 2010 *La partecipazione al Voto*, in P. Bellucci e P. Segatti (a cura di), *Votare in Italia: 1968-2008*, Bologna, Il Mulino, pp. 53-82.
- Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Bleichrodt, H. et al.
 1997 *Income-related Inequalities in Health: Some International Comparisons*, in «Journal of Health Economics», 16, pp. 93-112.
- Vannoni, F.
 2009 *Disuguaglianze socioeconomiche e condizioni di salute attraverso l'Indagine Multiscopo sulla salute*, in A. Brandolini, C. Saraceno e A. Schizzerotto (a cura di), *Dimensioni della disuguaglianza in Italia: povertà, salute, abitazione*, Modena, Fondazione Ermanno Gorrieri per gli studi sociali.
- Verba, S., Nie, N.H. e Kim, J.
 1978 *Participation and Political Equality: A Seven Nation Comparison*, New York, Cambridge University Press.
- Verba, S., Schlozman, K. e Brady, H.
 1995 *Voice and Equality, Civic Voluntarism in American Politics*, Cambridge, Mass., Harvard University Press.
- Vittori, P., Demaria, M. e Gnani, R. (a cura di)
 2005 *Atlante della mortalità in Valle d'Aosta*, Osservatorio Regionale Epidemiologico e per le Politiche Sociali.
- Wagstaff, A.
 2002 *Poverty and Health Sector Inequalities*, in «Bulletin of the World Health Organization», 80, pp. 97-105.
- Whelan, C.T., Layte, R., Maître, B. e Nolan, B.
 2001 *Income, Deprivation and Economic Strain. An Analysis of the European Community Household Panel*, in «European Sociological Review», 17, pp. 357-372.