

AperTO - Archivio Istituzionale Open Access dell'Università di Torino

Gli atteggiamenti verso le disuguaglianze di reddito in Italia: il ruolo di interesse personale e orientamento politico

This is the author's manuscript

Original Citation:

Availability:

This version is available <http://hdl.handle.net/2318/132250> since 2016-07-07T19:06:34Z

Published version:

DOI:10.1425/73011

Terms of use:

Open Access

Anyone can freely access the full text of works made available as "Open Access". Works made available under a Creative Commons license can be used according to the terms and conditions of said license. Use of all other works requires consent of the right holder (author or publisher) if not exempted from copyright protection by the applicable law.

(Article begins on next page)

Gli atteggiamenti verso le disuguaglianze di reddito in Italia: il ruolo di interesse personale e orientamento politico.

Introduzione

La società italiana è caratterizzata da un livello di disuguaglianza nella distribuzione dei redditi relativamente elevato rispetto ad altri paesi economicamente avanzati, in particolare quelli europei e del nord America. Ciò è ancor più evidente se si guarda la disuguaglianza di mercato (indice di Gini *prima* di tasse e trasferimenti): in questo caso l'Italia ha un valore persino superiore a quello di Stati Uniti e Gran Bretagna.¹ **Inoltre la disuguaglianza ha un marcato carattere territoriale, essendo più accentuata nel sud Italia (ISTAT 2010), anche a causa dell'elevata disoccupazione.** I lavori di Brandolini (2005;2009) hanno documentato le principali tendenze della concentrazione del reddito e della povertà in Italia negli ultimi 30-40 anni, mentre Vecchi (2011) ha tracciato un quadro di più lungo periodo dell'andamento del benessere economico degli italiani. Da questi studi sappiamo che la disuguaglianza, dopo una fase di discesa tra gli anni '70 e '80, è aumentata bruscamente nel 1992 e poi rimasta stabile a livelli piuttosto elevati dell'indice di Gini almeno fino al 2006. La povertà ha esibito un andamento simile. Tuttavia ci sono state sostanziali redistribuzioni del reddito tra classi e gruppi sociali. Hanno beneficiato dei cambiamenti nella distribuzione soprattutto i lavoratori autonomi, i dirigenti pubblici e privati e i pensionati. Inoltre è aumentato il peso del reddito da lavoro tra i *top incomes* (rappresentati spesso dai "super-managers", cfr. Catani 2010), un fenomeno accaduto anche in altri paesi (UK, USA), seppure in Italia sia stato di dimensioni meno eclatanti (Alvaredo e Pisano 2010). Nonostante la sostanziale stabilità delle disuguaglianze a livello aggregato negli ultimi anni (almeno prima della crisi), il senso di impoverimento tra le famiglie italiane sembra essersi acuito (Boeri e Brandolini 2005).

A fronte di queste indagini dettagliate sull'andamento della disuguaglianza di reddito, mancano in Italia studi che prendano in considerazione l'aspetto soggettivo delle disuguaglianze, che documentino cioè come le persone si pongono di fronte alle stesse: che idea hanno della loro entità, come le giudicano. La sociologia italiana ha trascurato questo tema e, in ciò, non è stato d'aiuto il fatto che l'Italia fosse assente da importanti indagini comparative internazionali (ad es. International Social Survey Programme 1999, European Social Survey 2008).² La rilevanza del tema è duplice. Da un punto di vista teorico lo studio della percezione delle disuguaglianze dovrebbe fare da contraltare all'indagine sui processi di generazione delle disuguaglianze poiché all'incrocio tra condizioni oggettive e soggettive si creano a volte veri e propri rompicapo per la disciplina. Sul piano pratico, politiche pubbliche il cui obiettivo è la riduzione o la rimozione delle disuguaglianze rischiano di naufragare o di incontrare seri ostacoli se non tengono in conto il modo nel quale le persone le considerano. Non tutte le disuguaglianze, specialmente nell'ambito economico, sono considerate ingiuste o dannose dagli attori sociali.

In questo articolo esamino con dati primari recenti gli atteggiamenti dei lavoratori italiani verso le disuguaglianze di reddito, considerando sia l'ampiezza stimata sia l'ampiezza giudicata legittima dagli intervistati. Franzini (2010, cap. 6), sulla base di un'indagine dell'ISAE del 2009, ha ipotizzato che le alte disuguaglianze non sarebbero percepite come un problema sociale rilevante in quanto concepite, in larga misura, come aventi cause e soluzioni individuali. I dati che presento qui invece puntano a una conclusione differente: le alte disuguaglianze, pur essendo generalmente sottostimate, non godono affatto di un'accettazione diffusa. Al contrario, un'ampia maggioranza ritiene che andrebbero ridotte sostanzialmente, anche se l'ammontare di tale riduzione varia in maniera sistematica con alcune caratteristiche degli intervistati. Concentro quindi l'attenzione su tre

¹ Si consideri inoltre la variazione dell'indice di Gini prima/dopo tasse e trasferimenti: da 0.53 a 0.34 (fonte: database OCSE [<http://stats.oecd.org/>] consultato il 29 marzo 2012).

² La ESS 1 e 2, a cui l'Italia ha partecipato, offre un solo item parzialmente utile per studiare questo tema.

variabili di livello micro che la letteratura suggerisce essere correlate con l'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito: la classe sociale, il reddito e l'orientamento politico. Le prime due esprimono, in modi diversi, l'interesse personale dell'individuo verso l'esistenza di divari di reddito più o meno ampi e, indirettamente, verso politiche redistributive. La terza variabile invece rappresenta un orientamento valoriale che può influenzare l'atteggiamento verso le disuguaglianze al di là dell'interesse personale. Per ciascuna variabile controllo preliminarmente se essa discrimina significativamente gli individui rispetto alla percezione dell'ampiezza delle disuguaglianze di reddito. Studi precedenti (Osberg e Smeeding 2006; Forsé e Parodi 2007; Forsé 2011) hanno messo in luce una generale sottostima delle disuguaglianze rispetto al loro livello effettivo e una distorsione percettiva influenzata soprattutto dal reddito personale. In secondo luogo osservo se e come queste tre variabili sono correlate con l'ampiezza delle disuguaglianze considerata legittima e con il grado di accettazione (rilevato indirettamente) delle disuguaglianze di reddito correnti o immaginate tali dagli intervistati. Rispetto alla letteratura internazionale quelli esplorati qui non sono interrogativi del tutto nuovi, ma in Italia, a mia conoscenza, vi è stata dedicata scarsa attenzione.

L'articolo è organizzato come segue. Nel primo paragrafo riassumo alcune delle teorie che spiegano gli atteggiamenti verso le disuguaglianze di reddito e la redistribuzione nonché i risultati di ricerche empiriche in merito. Il secondo paragrafo descrive i dati utilizzati e le tecniche di analisi. L'esposizione dei risultati occupa il terzo paragrafo dove, oltre a un quadro descrittivo aggregato, presento un'analisi multivariata dell'effetto di classe sociale, reddito personale e orientamento politico, variabili che la letteratura suggerisce essere rilevanti per la spiegazione dell'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito. Infine nel quarto paragrafo discuto i miei risultati e traggio alcune conclusioni.

1. Quadro teorico e rassegna della letteratura

Nell'espone il quadro teorico alle spalle dell'analisi qui presentata bisogna anzitutto tenere presente una distinzione che non sempre è resa esplicita in letteratura, quella tra atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito e atteggiamento verso la redistribuzione. Spesso l'uno viene utilizzato come indicatore dell'altro, specialmente nella letteratura economica (cfr. ad es. Piketty 2003). Indubbiamente i due aspetti sono legati: chi non vede di buon occhio ampie disuguaglianze di reddito nella popolazione probabilmente sarà più favorevole alla redistribuzione. Tuttavia per modificare la distribuzione dei redditi ci possono essere vari modi, non tutti ugualmente accettati o accettabili. La redistribuzione ha dei costi diretti e indiretti difficili da quantificare e sui quali si possono formare opinioni differenti. L'avversione alle disuguaglianze può cambiare se i livelli assoluti di reddito consentono anche ai più svantaggiati di godere di un buon tenore di vita. Infine una distribuzione molto disuguale, originata ad esempio da scambi di mercato, potrebbe essere considerata giusta se si crede che la procedura sia stata corretta in quanto ha garantito libero accesso al mercato ed equilibrio di potere tra i contraenti. Secondo Svallfors (2007), che riprende un argomento di Lane (1986), in questo caso vi sarebbe accettazione in base a una sorta di "fatalismo di mercato". L'elaborazione teorica circa i fattori che predicano l'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito risente quindi della sottile ambiguità riportata poc'anzi.

La sociologia funzionalista (cfr. Boudon 1997, cap. 7 per una ricostruzione critica) vedeva le disuguaglianze di reddito come mezzo per allocare efficientemente gli individui nei ruoli chiave della società, da cui discendeva l'idea che l'accettazione sociale delle disuguaglianze fosse facilitata dal riconoscimento, da parte degli attori, dei vantaggi funzionali da esse apportate. I teorici dello scambio e dell'equità (Adams 1965; Homans 1974;1976), più realisticamente, hanno sottolineato che, in contesti sociali circoscritti (gruppi, aziende, organizzazioni), le differenze di retribuzione tra gli attori sono da essi considerate giuste se riflettono differenze di contribuzione all'attività collettiva. La prevalenza del principio di equità, intesa come proporzionalità tra contribuzioni e

retribuzioni, nelle valutazioni di giustizia è lungi dall'essere incontrastata. Incontra invece molte eccezioni (cfr. Kellerhals *et al.* 1988 per una rassegna), al punto che sembra irrealistico considerarlo il criterio standard con cui gli individui giudicano le disuguaglianze di reddito.

La teoria dell'incongruenza (o squilibrio) di status (Lensky 1954; Stryker e Macke 1978; Giampaglia e Ragone 1981) e la teoria della deprivazione relativa e dei gruppi di riferimento (Runciman 1966; Merton e Rossi 1968) hanno offerto ulteriori chiavi di lettura sociologica sul fenomeno dell'accettazione o del rifiuto delle disuguaglianze. In base alla prima la non accettazione delle disuguaglianze potrebbe essere conseguenza della dissonanza cognitiva che si viene a creare quando un individuo riveste status sociali incongruenti tra loro. Tra le conseguenze ipotizzate dell'incongruenza di status vi erano infatti risposte politiche estremiste, orientate sia a destra che a sinistra. La teoria della deprivazione relativa e dei gruppi di riferimento, invece, spiegherebbe l'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito come esito di confronti che gli individui stabiliscono tra la propria situazione e quella di un gruppo (o altri individui) presi come termine di paragone, sganciando in questo modo la valutazione da standard di riferimento assoluti. Benché i concetti introdotti dalle teorie in questione siano tuttora euristicamente molto validi, risultano indeboliti sul piano applicativo per via dell'indeterminatezza teorica circa le specifiche condizioni alle quali il soggetto si confronta con determinati termini di paragone che possono o meno rendere saliente un'eventuale inconsistenza di status o uno stato di deprivazione (Stryker e Macke 1978).

La letteratura recente individua due argomentazioni di base per spiegare le opinioni e gli atteggiamenti verso le disuguaglianze di reddito. Come per altri campi d'indagine sociologica, un'argomentazione si basa sull'interesse personale, l'altra su valori e credenze degli attori sociali.³

L'argomento dell'interesse personale è stato sviluppato specialmente nell'ambito micro-economico, dove la formulazione standard risale a Meltzer e Richard (1981). Ipotizzando di far coincidere l'atteggiamento verso la redistribuzione con le scelte di voto sulla stessa (cioè tassazione sul reddito), si sostiene che l'elettore mediano, spinto dal puro interesse personale, voterà a favore di politiche redistributive quanto più il suo reddito (mediano) si distanzia da quello medio, perché in tal caso si avvantaggerà maggiormente dei proventi della redistribuzione.⁴ Il reddito, indicatore dell'interesse personale nella redistribuzione, diventa quindi il predittore fondamentale dell'atteggiamento verso di essa.

In realtà le cose possono essere meno semplici di così. Anche se può apparire un'ipotesi scolastica, i più svantaggiati, o almeno una parte di essi, potrebbero essere contrari alla redistribuzione se nutrissero l'aspettativa – quanto realistica è da vedere – di arricchirsi (loro stessi o i loro figli) un domani (cfr. Benabou e Ok 2001). Un argomento uguale e di segno contrario potrebbe valere per i più avvantaggiati. Anche i ricchi potrebbero essere favorevoli alla redistribuzione, come forma di assicurazione per sé o per i figli, se temessero di perdere la loro situazione di agio economico in un futuro più o meno vicino. Questo si collegherebbe al duplice significato – di equalizzazione dei redditi e di assicurazione dai rischi – delle politiche redistributive (Iversen e Soskice 2001). Di fatto, nelle ricerche empiriche, il reddito è sempre correlato negativamente con il favore accordato a misure di redistribuzione e positivamente con l'accettazione delle disuguaglianze. L'associazione con il reddito può essere smorzata da variabili che colgono le prospettive oggettive o soggettive di miglioramento della propria posizione economica nel futuro (Ravallion e Lokshin 2000; Alesina e La Ferrara 2005) oppure da altre variabili “soggettive” empiricamente correlate con il reddito (Piketty 2003 e cfr. oltre).

Nella letteratura sociologica si ritrova l'argomento dell'interesse personale: sono favorevoli alla redistribuzione i beneficiari effettivi o potenziali di essa, cioè le classi occupazionali e i gruppi sociali più svantaggiati nella divisione del lavoro (Svallfors 1997;2007). Per la sovrapposizione tra

³ Non si tratta di argomenti mutuamente esclusivi, poiché si riconosce l'importanza di entrambi. L'economista Piketty ad esempio sostiene che l'atteggiamento verso la redistribuzione è “*un mélange complexe d'égoïsme et de croyances non-égoïstes au sujet des causes de l'inégalité*” (Piketty 2003).

⁴ Non mi soffermo qui sulle possibili obiezioni agli assunti alquanto semplificatori di questo modello. Cfr. Kenworthy e Pontusson (2005).

atteggiamento verso la redistribuzione e verso le disuguaglianze di reddito di cui sopra, i gruppi sociali meno dotati di risorse ben remunerate sul mercato del lavoro saranno più ostili verso ampi divari retributivi. Come fanno notare Kelley e Evans (1993), questo argomento ha alla base una concezione dell'economia come gioco a somma zero: il reddito espropriato ai ricchi va verso i poveri e viceversa. Si presuppone cioè che la "torta" da dividere abbia sempre le stesse dimensioni, qualunque sia l'ampiezza dei divari di reddito.⁵ Non è da escludere che molti attori sociali siano guidati da questa sorta di a-priori cognitivo – per dirla con Boudon (1997) – tuttavia è importante notare il punto debole di questa argomentazione.

Nella prospettiva sociologica (ad es. Goldthorpe 1987; Chan e Goldthorpe 2007; Svallfors 2007) l'indicatore preferito di interesse personale è la classe sociale di un individuo, più che il suo reddito, poiché essa coglierebbe meglio il grado di esposizione ai rischi di natura economica (povertà, disoccupazione, discontinuità e variabilità del reddito).⁶ Tale esposizione, per ipotesi, dovrebbe motivare atteggiamenti diversi verso le disuguaglianze di reddito. Le classi meno esposte ai rischi e più avvantaggiate nella contrattazione di mercato dovrebbero accettare di più le disuguaglianze in quanto è nel loro interesse mantenere un sistema di differenziazioni retributive ampie. Le classi più esposte ai rischi e meno dotate di risorse utili sul mercato del lavoro avrebbero invece maggiore interesse a che le disuguaglianze siano ridotte poiché in teoria beneficerebbero di una redistribuzione del reddito.

Sul piano empirico questa ipotesi è stata controllata in vari studi, ma i risultati sono scarsamente o per nulla comparabili tra loro perché l'effetto della classe sociale espresso dai coefficienti di regressione è spesso contaminato dall'introduzione di variabili intervenienti di atteggiamento (ad es. identificazione soggettiva in una classe) o di altro tipo. Associazioni significative tra classe sociale e tolleranza verso ampi divari di reddito si ritrovano negli studi di Svallfors (1993;1997) dove la variabile dipendente esprime il divario di reddito ritenuto accettabile tra occupazioni di alto e basso livello. I membri della classe di servizio e della classe media accettano tendenzialmente divari più ampi rispetto a quelli ritenuti legittimi dagli operai non specializzati.⁷ Lo stesso tipo di associazione è riscontrato da Gijssberts (2002), ma non da Kelley e Evans (1993).

Accanto a questo genere di spiegazioni dell'atteggiamento verso le disuguaglianze, se ne trovano altre più legate a valori e credenze. A livello più generale, l'orientamento politico dovrebbe influenzare l'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito se l'orientamento si esprime nella collocazione lungo l'asse sinistra-destra che, come vuole una consolidata tradizione di filosofia politica (cfr. Bobbio 1994), vede nella considerazione valoriale dell'uguaglianza l'elemento di separazione tra i due poli. Schematicamente, le persone di sinistra dovrebbero essere più ostili alle disuguaglianze di reddito rispetto alle persone di destra, al di là del loro interesse personale nel vederle ridurre o aumentare e per il solo fatto di aderire (per qualunque ragione) a una visione del mondo di "sinistra" o di "destra". L'ipotesi è teoricamente coerente anche se all'atto pratico potrebbe mostrare la corda: non è detto che chi si considera soggettivamente di "sinistra" si ponga di fronte alle disuguaglianze di reddito esattamente come previsto, soprattutto se la sua concezione dell'essere di "sinistra" o di "destra" non collima con quella filosofica (Corbetta *et al.* 2009).

Sul piano delle credenze è stata messa in luce l'importanza non soltanto di quelle normative, come nel caso del valore attribuito all'uguaglianza, ma anche di quelle positive. Si tratta in particolare delle credenze circa le cause della povertà e del successo economico. In breve, chi è convinto che la (s)fortuna economica di un individuo sia in buona misura determinata dall'individuo stesso tenderà a giudicare le disuguaglianze di reddito più favorevolmente – in quanto "meritate" – di chi invece

⁵ Alcuni economisti italiani, particolarmente attivi come divulgatori sul blog noisefromamerika.org, definiscono questa concezione "modello super-fisso". Una descrizione dello stesso si trova qui: <http://noisefromamerika.org/articolo/perch-si-dicono-tante-sciocchezze-nel-dibattito-economico-italia>

⁶ Tralascio qui la questione dell'identificazione con una classe sociale quale elemento soggettivo che distoglie l'individuo dal suo "reale" interesse personale determinato dall'appartenenza oggettiva a una certa classe.

⁷ Lo stesso autore, in uno studio successivo (2007), sottolinea però come la differenza di classe sia modesta in questo ambito rispetto ad altri atteggiamenti riguardanti più specificamente la redistribuzione.

pensa che povertà e successo economico siano in larga parte indipendenti dalla volontà individuale e determinati piuttosto dalla “società”, la famiglia di origine o dalle circostanze.⁸ Alcune ricerche danno credito a questa ipotesi (Fong 2001; Corneo e Gruner 2002; Linos e West 2003; Alesina e La Ferrara 2005).

Il punto interessante di questa argomentazione non è tanto l’associazione, piuttosto logica e conseguente, tra certe credenze e atteggiamento verso le disuguaglianze. Gli elementi di maggior rilievo sono la possibile strutturazione sociale di tali credenze (quali gruppi tendono ad assumere l’una o l’altra) e il processo endogeno di adozione. Un’ipotesi particolarmente interessante è quella secondo cui sono proprio i gruppi sociali in posizione più avvantaggiata (classi sociali superiori o gruppi di reddito più elevato) a nutrire la credenza che “ricchezza e successo sono frutto di sforzo individuale” e quindi a essere più favorevoli alle disuguaglianze di reddito e contrari alla redistribuzione. Questa connessione però non sarebbe frutto di un *self-serving bias* verso credenze meglio consonanti con la propria posizione sociale, bensì prodotto di un processo di apprendimento legato alla storia personale e in particolare all’esperienza di mobilità sociale. Piketty (1995) ha sviluppato un modello formale di questo processo.⁹ Esso descrive come agenti economici razionali possano apprendere dall’esperienza personale di mobilità l’importanza relativa di impegno individuale e fattori predeterminati (al di fuori del controllo individuale) nella generazione delle disuguaglianze di reddito. Il modello predice che, nel lungo periodo, si creeranno da un lato “dinastie” di persone che credono nel ruolo preponderante della responsabilità individuale, si impegnano di più nel cercare di ottenere successo economico e quindi votano contro la redistribuzione; dall’altro lato “dinastie” di persone che credono di più nel ruolo dei fattori predeterminati, si danno meno da fare per produrre ricchezza e sono più favorevoli alla redistribuzione.

Un aspetto a cui è stata dedicata comparativamente meno attenzione riguarda il lato cognitivo dell’atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito, ovvero la percezione della loro ampiezza. È plausibile ritenere in effetti che la tolleranza verso le disuguaglianze sia influenzata dall’idea che gli attori sociali si formano circa l’entità dei divari di reddito effettivamente esistenti.¹⁰ Come nel caso delle credenze sopra riferito, anche qui il punto interessante non è solo l’effetto che certe “distorsioni cognitive” possono esercitare sul giudizio, ma anche il fatto che esse siano distribuite in maniera non casuale nella popolazione (cd. tesi “strutturale”, cfr. Hadler 2005). Wegener (1987) ha ipotizzato la cosiddetta “illusione della giustizia distributiva”, generata dal fatto che sia in basso che in alto nella gerarchia sociale la percezione delle disuguaglianze sarebbe tale da assicurare tutti, vincenti e perdenti, di trovarsi in un mondo in cui i beni sono distribuiti giustamente. I ricchi immaginerebbero divari più ampi del reale e così sarebbero rassicurati circa l’adeguata distanza sociale dai meno fortunati. I poveri si figurerebbero un mondo molto meno disuguale di quel che è realmente in modo da non sentirsi esclusi. Tuttavia Forsé e Parodi (2007) hanno trovato scarso sostegno empirico per queste ipotesi nei dati dell’International Social Survey Programme (ISSP). Osberg e Smeeding (2006) invece hanno provato a confutare la tesi dell’*American exceptionalism*, secondo la quale negli Stati Uniti l’atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito sarebbe particolarmente tollerante.¹¹ Usando dati dell’ISSP, gli autori hanno mostrato che negli Stati Uniti c’è minore consapevolezza delle disuguaglianze tra *top incomes* e redditi medi, ma non c’è evidenza di una significativa maggiore accettazione delle stesse rispetto ad altri paesi.

Non è detto che l’illusione sia l’unico meccanismo che lega posizione sociale e consapevolezza delle disuguaglianze e probabilmente non è nemmeno il più plausibile. Può darsi che, più

⁸ Evans (1997) ipotizza la possibilità di un collegamento tra orientamento politico e credenze circa le cause del successo economico, in particolare credenze circa il carattere classista della struttura di opportunità.

⁹ Come nella tradizione di studi economici, per “mobilità sociale” egli intende una progressione lungo la distribuzione del reddito e non, come negli studi sociologici, un cambiamento di classe occupazionale.

¹⁰ Homans (1974; citato in Shepelak e Alwin 1986, p. 33), in proposito, suggeriva che, nel lungo periodo, l’essere finisce per diventare la base del *dover essere*.

¹¹ A seguito della crisi economico-finanziaria e della nascita del movimento *Occupy Wall Street*, questa tesi potrebbe apparire oggi in parte superata.

semplicemente, chi occupa posizioni più elevate nella gerarchia sociale abbia maggiore prossimità e quindi conoscenza diretta dei divari di reddito tra occupazioni di maggiore o minore prestigio, responsabilità e qualificazione.

A complemento delle spiegazioni basate su fattori di livello micro, la ricerca comparata ha esaminato come i contesti istituzionali nazionali possono influenzare l'intreccio tra atteggiamenti verso la redistribuzione e disuguaglianze di reddito, orientamenti valoriali e interesse personale. Poiché diversi sistemi di welfare, e in particolare diverse modalità di regolazione del mercato del lavoro, danno livelli differenti di copertura e assicurazione dai rischi economici connessi a disoccupazione e povertà, la salienza dell'interesse personale per la redistribuzione e la disuguaglianza economica può variare tra paesi. In questa prospettiva, un'ipotesi è che le differenze di classe negli atteggiamenti siano più accentuate laddove la stratificazione sociale è più marcata. Il *cleavage* di classe, essendo più importante nei sistemi di welfare liberali (UK, US), dovrebbe proprio in quei paesi differenziare maggiormente l'atteggiamento verso la redistribuzione (Svallfors 1993;1997; Linos e West 2003; Svallfors 2007). Empiricamente, però, le divergenze di classe nell'atteggiamento appaiono inversamente correlate al grado di disuguaglianza presente in ogni paese, tanto che i paesi nordici (più egualitari) esibiscono ampie differenze di classe negli atteggiamenti (Edlund 2007; Kumlin e Svallfors 2008). Un'altra ipotesi, non alternativa, riguarda il ruolo delle organizzazioni intermedie tra stato e cittadini (sindacati, partiti) che potrebbero articolare politicamente il rapporto tra questioni redistributive e interessi di classe, rendendo i cittadini più o meno consapevoli della loro posizione nella stratificazione sociale e favorendo lo sviluppo di atteggiamenti coerenti con tale posizione. La forma della relazione classe-atteggiamenti dipenderebbe dall'interpretazione del *cleavage* di classe che viene offerta ai cittadini dai partiti e dai sindacati (Kumlin e Svallfors 2008).

Un argomento affine riguarda il nesso valori-classi sociali-atteggiamenti. Nei paesi in cui la disuguaglianza è più contenuta e la povertà meno diffusa la salienza dei valori dovrebbe aumentare e allentare la relazione tra classe sociale e atteggiamenti. Questa ipotesi, che riecheggia la nota tesi di Inglehart (1971) sull'affermazione dei valori post-materialistici, è stata controllata e corroborata da Kulin e Svallfors (2011). Infine, pur non riguardando specificamente l'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito, vari autori hanno proposto ulteriori legami tra aspetti macro-sociali, quali periodi di crisi economica e livelli di disoccupazione, e atteggiamenti verso le politiche di welfare (cfr. Fraile e Ferrer 2005; Blekesaune 2007 e la letteratura ivi citata).

In sintesi, un insieme di spiegazioni dell'atteggiamento individuale verso le disuguaglianze di reddito, in particolare la loro legittimità, fanno riferimento all'interesse personale che il soggetto ha (o dovrebbe avere) nei confronti del sistema che le produce e le mantiene. Tale interesse si può desumere, secondo la prospettiva sociologica, dalla collocazione sociale del soggetto nel sistema di stratificazione oppure, secondo la prospettiva economica, dal suo livello di reddito (presente, passato e futuro). Nell'analisi empirica che segue darò conto dei risultati ottenuti con entrambe le impostazioni. Un secondo insieme di spiegazioni fa leva su credenze positive, riguardanti le "cause" della povertà e della fortuna economica, e credenze normative, riguardanti l'eguaglianza come valore o altri valori di giustizia sociale, che il soggetto, per ragioni da indagare (ad es. socializzazione o apprendimento dall'ambiente sociale circostante) detiene e il cui effetto sull'atteggiamento si presume in accordo con il contenuto di tali credenze. Di questo mi occupo nell'analisi empirica con particolare riferimento all'effetto dell'orientamento politico.

2. Dati, indicatori e tecniche di analisi

I dati utilizzati in questo articolo derivano dalla survey AGING, realizzata operativamente dal Laboratorio CATI dell'Università del Piemonte Orientale durante la primavera 2011. Il questionario è stato rivolto a un campione di 2.502 soggetti (ampiezza campionaria desiderata) che avevano avuto almeno un episodio lavorativo ed erano attualmente occupati o in cerca di occupazione. Sono

state escluse dal campione le persone alla ricerca del primo impiego, in quanto prive di esperienza del mercato del lavoro, mentre è stata inclusa una piccola quota (4%) di persone attualmente inoccupate ma con esperienza di lavoro pregressa.¹² Rispetto alla popolazione generale sono quindi sottorappresentate donne, anziani e persone con scarsa istruzione – circostanza che potrebbe limitare la generalizzabilità dei risultati presentati in questo studio.

Il campione è stato estratto dagli elenchi telefonici su base nazionale, stratificando per zona geografica, sesso e classe di età. Il tasso di risposta all'indagine è stato del 17%, valore piuttosto basso che impone cautela nel tirare conclusioni definitive dai dati, ma che risulta in linea con gran parte dei sondaggi telefonici (cfr. www.archivio.sondaggipoliticoelettorali.it). Inoltre è stato calcolato un peso per riproporzionare il campione rispetto alla distribuzione congiunta di sesso e titolo di studio delle persone occupate o in cerca di nuova occupazione, rilevata nell'indagine Istat sulle Forze di Lavoro 2010. Tutte le analisi qui presentate sono state effettuate sui dati ponderati.¹³

Le variabili dipendenti dell'analisi derivano da una serie di domande sui redditi stimati e sui redditi considerati "giusti" per alcune occupazioni. Sono state così replicate alcune domande dell'International Social Survey Programme del 1999 (dove l'Italia era assente). Il testo della prima batteria era il seguente: "Secondo lei quanto guadagna in media, a occhio e croce, una persona con le seguenti occupazioni? Provi a stimare il reddito mensile netto." Le occupazioni proposte erano: a) un operaio comune, non qualificato, b) un insegnante di scuola media, c) una persona che fa esattamente il suo stesso lavoro, d) un medico di famiglia, non specialista, e) un operaio qualificato, specializzato, f) il direttore generale di una grande azienda o di un ente pubblico nazionale. Successivamente, in un'altra sezione del questionario, la batteria veniva riproposta chiedendo quanto dovrebbe guadagnare una persona che svolge le stesse occupazioni, sottolineando "quello che un lavoratore *dovrebbe guadagnare, non quello che guadagna realmente*".

Le risposte a queste domande e alcune loro combinazioni permettono di accedere in maniera indiretta¹⁴ all'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito da parte dell'intervistato, distinguendo un aspetto cognitivo di *percezione* (ampiezza), un aspetto *valutativo/normativo* (ampiezza legittima) e un aspetto di *tolleranza/sensibilità* dato dal rapporto tra i primi due. In concreto ho calcolato una serie di rapporti tra il reddito di varie occupazioni (direttore generale [DG], medico, insegnante, operaio specializzato) e il reddito dell'operaio non qualificato. I rapporti tra redditi stimati misurano l'ampiezza immaginata delle disuguaglianze, i rapporti tra redditi considerati "giusti" (d'ora in poi "giusti" *tout court*) misurano la disuguaglianza legittima secondo gli intervistati e il rapporto ampiezza stimata/giusta esprime il grado di accettazione o sensibilità alla disuguaglianza (Jasso 1978; Verwiebe e Wegener 2000; Forsé e Parodi 2007). Quest'ultimo indicatore manifesta di quanto gli intervistati vorrebbero si riducesse (o raramente aumentasse) la disuguaglianza reale (cioè presunta) affinché raggiunga quella considerata legittima. In pratica è un indicatore dell'atteggiamento più o meno favorevole verso la disuguaglianza di reddito "scontato" delle differenze di percezione.

Di ogni rapporto ho preso il logaritmo naturale poiché la distribuzione della variabile è molto asimmetrica e mal si presterebbe ad essere analizzata con la regressione lineare. La scala logaritmica permette anche di esprimere le differenze tra gruppi di individui come differenze percentuali. Ad esempio, si potrà dire che per gli individui della classe media la disuguaglianza "giusta" è superiore di $x\%$ rispetto a quella considerata tale dagli operai.

Nelle analisi multivariate ho utilizzato il reddito del DG e dell'operaio comune come rappresentativi delle disuguaglianze. Questi sono gli indicatori il cui confronto rivela le differenze più interessanti rispetto alle variabili indipendenti considerate. Tuttavia nel testo riporto l'esito di

¹² Questa quota contiene in maggioranza giovani, donne, persone con bassa istruzione, ex-operai/e.

¹³ Il testo del questionario e ulteriori dettagli sul metodo e l'impostazione concettuale della ricerca AGING si trovano in Baldissera *et al.* (2011). Cfr. l'Appendice per le caratteristiche del campione pesato e non pesato.

¹⁴ L'approccio diretto consiste nel chiedere agli intervistati di esprimersi su affermazioni del tipo "le disuguaglianze di reddito in Italia sono troppo ampie".

analisi che utilizzano anche altre occupazioni come riferimento. Riassumendo, ho analizzato tre variabili dipendenti: ampiezza stimata, ampiezza “giusta” e accettazione della disuguaglianza.

L’analisi di queste variabili dipendenti ha presentato problemi non trascurabili di dati mancanti, derivanti soprattutto dai redditi stimati del DG (18% di mancate risposte), ulteriormente aggravati nella creazione di variabili derivate. La distribuzione delle mancate risposte non è completamente casuale, ma è associata con alcune caratteristiche degli intervistati tra cui età e istruzione. Per affrontare il problema dei dati mancanti ho percorso la strada dell’imputazione multipla, descritta da King et al. (2001) e utilizzata con successo in un’analisi simile alla mia (Linos e West 2003), in quanto la soluzione alternativa, rappresentata dall’uso di una regressione di Heckman o affini, presenta più problemi di quanti non ne risolva (Stolzenberg e Relles 1990; Sartori 2003).

Ho specificato i modelli di regressione lineare con lo scopo di stimare l’effetto delle mie variabili di interesse, considerate singolarmente, al netto di alcune variabili di controllo antecedenti e concomitanti. Per le regressioni che hanno come indipendente principale la classe sociale (v. oltre la definizione) le variabili di controllo sono costituite da età (fino a 24 anni, 25-34, 35-44, 45-54, 55+), sesso, istruzione (fino a licenza media, diploma, laurea o più), settore economico di lavoro (agricoltura, industria, edilizia, artigianato, servizi, pubblica amministrazione, commercio/trasporti), classe sociale di origine (occupazione del padre o, se mancante, della madre), istruzione dei genitori (livello più alto tra i due) e macro-regione di residenza (nord-ovest, nord-est, centro, sud, isole). Quest’ultima variabile, dato il carattere territoriale delle disuguaglianze di reddito (cfr. Introduzione), è utilizzata non solo come controllo, ma anche come variabile di stratificazione allo scopo di evidenziare eventuali variazioni significative nell’effetto delle variabili indipendenti principali (classe, reddito, orientamento politico). Nel testo presento i risultati dei modelli generali, segnalando dove opportuno i risultati dei modelli separati per macro-regione.¹⁵

Dove la variabile indipendente principale è il reddito individuale (su base mensile netta, espresso in 5 categorie ordinate che dividono la distribuzione in quintili) alle precedenti variabili di controllo si aggiunge la condizione professionale (occupato o pensionato attivo, occupato atipico, occupato senza contratto, disoccupato o in cassa integrazione, non occupato).¹⁶ Dove la variabile indipendente principale è l’orientamento politico entrano come controlli, oltre a reddito e condizione professionale, l’iscrizione a partiti politici, sindacati e ordini professionali. L’orientamento politico è stato rilevato con una scala auto-ancorante 1 (sinistra) – 10 (destra) e ricodificato in cinque dicotomie (sinistra, centro-sinistra, centro, centro-destra, destra). La dicotomizzazione delle risposte consente anche di trattare, senza eliminarli, i casi che hanno risposto “né destra né sinistra” o che si sono rifiutati di rispondere: questi sono stati inseriti in categorie separate per vedere se e quanto differiscono mediamente dalla categoria di riferimento.

La classe sociale dell’intervistato è articolata in 4 modalità, definite a partire dalle informazioni sull’occupazione svolta attualmente (o l’ultima svolta per disoccupati e pensionati) e ispirate al noto schema di classe EGP (Erikson e Goldthorpe 1992), con alcune deviazioni dovute a limiti nei dati.¹⁷

La classe di servizio o borghesia comprende le professioni liberali svolte in posizione autonoma o dipendente, i dirigenti d’azienda e gli imprenditori con almeno 10 dipendenti. La classe media dipendente include le occupazioni non manuali qualificate ed esecutive svolte in posizione dipendente. La classe media autonoma unisce i lavoratori autonomi del commercio, dell’artigianato e dei servizi e i piccoli imprenditori con meno di 10 dipendenti. La classe operaia infine è costituita da tutti i lavoratori manuali senza distinzioni di qualifica. L’assenza di distinzioni interne entro la classe operaia potrebbe risultare problematica. Dal punto di vista dello schema di classe EGP infatti

¹⁵ Si tenga presente che, data la numerosità campionaria, la maggior parte degli effetti a livello sub-nazionale non è statisticamente significativa.

¹⁶ Anche il reddito, presentando una quota importante di valori mancanti (18%), è stato trattato con la procedura di imputazione multipla menzionata sopra.

¹⁷ Gli intervistatori hanno ricondotto le risposte degli intervistati sull’occupazione a uno degli 11 gruppi occupazionali pre-definiti nel questionario (cfr. il testo pubblicato in Baldissera et al. 2011). Ho combinato questi dati con lo status dipendente/autonomo e con l’eventuale numero di dipendenti per definire la classe sociale dell’intervistato.

i tecnici supervisor di lavoratori manuali dovrebbero essere inseriti nella classe “intermediate”.¹⁸ Purtroppo la classificazione delle risposte non consente di distinguere, all’interno dei lavoratori manuali qualificati o specializzati, quelli con funzioni di supervisione. Ho effettuato tuttavia delle analisi di sensibilità dei miei risultati rispetto ad aggregazioni differenti dei gruppi occupazionali, separando i lavoratori manuali non qualificati dai semi-qualificati e specializzati o allargando la classe media dipendente ai lavoratori manuali specializzati. I risultati sostantivi non cambiano.

Ulteriore punto critico è l’utilizzo dell’occupazione individuale per definire la classe sociale di appartenenza di un intervistato nel caso in cui viva in una famiglia dove sono presenti altre persone con occupazioni superiori/inferiori alla sua. Questo è rilevante in particolare per quel 14% di donne del campione il cui interesse personale potrebbe non essere ben colto dalla propria classe sociale essendo quella del marito è più alta.¹⁹ Ho quindi controllato anche per la classe sociale del partner (se presente). Questa variabile assume, oltre i quattro valori corrispondenti alle classi già definite, i seguenti: mai lavorato, disoccupato/cassaintegrato/pensionato. La categoria di riferimento è un’ulteriore modalità riservata a quelli che non vivono con un partner.

Per ragioni di spazio non presento l’insieme completo dei coefficienti di regressione (disponibili in appendice), ma riporto e commento solo gli effetti delle variabili indipendenti avvalendomi di una rappresentazione grafica anziché tabulare. Intendo così attirare l’attenzione del lettore sulla configurazione generale dei risultati piuttosto che sui dettagli numerici.

Una nota finale riguarda l’uso della regressione in questo lavoro. Come si sarà notato, i modelli specificati sono concatenati (*nested*): il modello per l’effetto dell’orientamento politico contiene tutte le variabili contenute nei modelli precedenti più altre variabili di controllo dedicate. Un *mainstream* tanto praticato quanto criticabile (Gelman e Hill 2007, cap. 9; Pisati 2010a) suggerirebbe di stimare un’unica regressione (quella contenente tutte le variabili considerate) ed esaminare i coefficienti di tutte le variabili di interesse. Poiché il mio scopo è ottenere una stima, il più possibile corretta, dell’effetto di ciascuna variabile di interesse sulla dipendente in esame e poiché tale effetto non può essere il medesimo qualunque siano le variabili di controllo, non mi atterrò alla pratica *mainstream*. Nello specifico, ho considerato la classe sociale come antecedente al reddito e all’orientamento politico, motivo per cui queste ultime due variabili non sono incluse nella regressione relativa all’effetto della classe sociale.

3. Risultati

Poiché si tratta di dati recenti e originali per l’Italia, presento una prima serie di risultati a livello aggregato, relativi a tutte le categorie occupazionali sondate (Tabella 1). Analogamente a quanto rilevato per altri paesi (Forsé e Parodi 2007), i redditi bassi e medi o medio-alti sono abbastanza correttamente stimati dagli intervistati. Ad esempio, il reddito mediano (medio) stimato per un operaio comune è di € 1000 (1012) al mese, per un operaio specializzato € 1500 (1517), per un insegnante di scuola media € 1300 (1335), per un medico di famiglia € 2500 (2973). Confrontando queste stime con i dati reali, desunti da varie fonti²⁰, si nota come gli scostamenti siano molto contenuti. Un operaio guadagna infatti mediamente poco meno di € 1100 netti al mese, un insegnante di scuola media con 15-20 anni di anzianità riceve circa € 1400 netti al mese e un medico di famiglia, con 1400 assistiti, è retribuito con circa € 2900 netti al mese. Le stime degli intervistati dunque approssimano il vero abbastanza da vicino.

¹⁸ Altrettanto problematica è la presenza di certe professioni (ad es. insegnante, infermiere) tra la classe media dipendente. Dal punto di vista dello schema EGP dovrebbero costituire la classe II o *lower salariat*.

¹⁹ Discorso analogo vale anche per il reddito personale vs. partner/famiglia. In quel caso però non è disponibile l’informazione del partner/familiare.

²⁰ Per gli operai: dati EU-SILC 2010 (redditi 2009); per gli insegnanti: Tabella A del CCNL scuola firmato nel 2011; per i medici: ACN (accordo collettivo nazionale) dei medici di medicina generale. Cfr. l’Appendice per ulteriori dettagli sul metodo di calcolo dei valori di riferimento indicati in Tabella 1.

Tuttavia, richiesti di esprimere una stima sul reddito del direttore generale (DG) di una grande azienda o di un ente pubblico nazionale, gli intervistati faticano ad avvicinarsi alle cifre reali. Pensano che un DG guadagni in media € 13151 al mese (ma la mediana è 6000). Non è altrettanto facile come nei casi precedenti fornire un riscontro oggettivo. Secondo la classifica de “Il sole 24 ore”²¹, nel 2009 i primi 10 top manager hanno ricevuto compensi annuali complessivi compresi tra 15,3 milioni e 4,4 milioni di euro. Gli ultimi 10 (di una lista di 180) hanno ricevuto tra 600 e 700 mila euro lordi nell’anno. Quindi, anche raffrontata al “peggio” pagato, la stima media degli intervistati è piuttosto lontana dalla realtà (ancor più se consideriamo la mediana). Se utilizzare queste classifiche come metro di giudizio delle stime degli intervistati può sembrare eccessivo o improprio, si consideri che i manager pubblici (direttori generali e presidenti di enti nazionali) potevano arrivare a cifre che sfiorano anch’esse i 600mila euro, almeno fino a prima della “sforbiciata” proposta dal governo Monti. E questo senza considerare i doppi incarichi e i cumuli con altre cariche.

Tabella 1 Redditi reali, redditi stimati e redditi “giusti” per varie occupazioni secondo gli intervistati, valori mensili netti (dati ponderati; N=2502, valori mancanti imputati)

	redditi reali*		redditi stimati			redditi "giusti"		
	valore di riferimento (a)	mediana	media (b)	dev. std.	(b)/(a)	mediana	media	dev. std.
operaio comune	1096	1000	1012	160,5	0,92	1400	1436	315,1
insegnante scuola media	1388	1300	1333	219,6	0,96	1600	1699	414,9
medico di famiglia	2911	2500	2980	1665,9	1,02	2500	2655	1621,3
operaio specializzato	1375	1500	1514	323,9	1,10	1800	1870	556,6
direttore generale	26700	6000	13102	41810,6	0,49	4000	5875	13662,0

*: v. Appendice per il metodo di calcolo

A fronte di queste cifre è interessante considerare quali sono i redditi “giusti”, cioè quanto, secondo gli intervistati, dovrebbero guadagnare le persone che svolgono quelle stesse occupazioni. Operai e insegnanti appaiono in media sottopagati rispetto a quanto ritenuto giusto. A dover essere pagati di più (circa +40%) sono gli operai comuni, seguiti da insegnanti e operai specializzati (intorno a +20%). I medici invece sono considerati quasi giustamente pagati. Il caso dei DG è particolarmente interessante – anche se non nuovo in letteratura – perché, nonostante la sottostima generalizzata del loro reddito, gli intervistati auspicano una consistente diminuzione dei loro compensi, tra il 33% e il 55% a seconda che si consideri la mediana o la media.

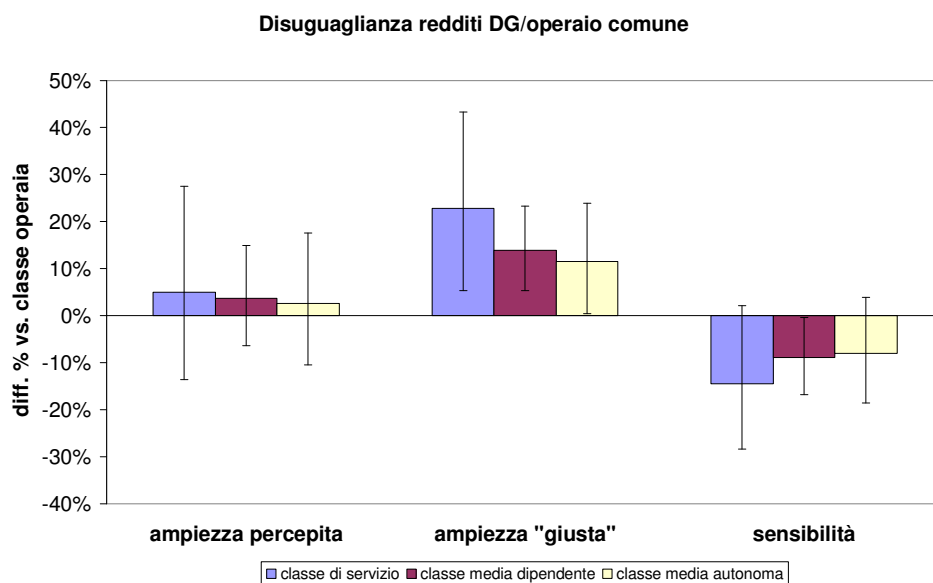
I risultati appena presentati non mostrano differenze sostanziali se disaggregati al livello di macro-regione, con l’eccezione del reddito stimato dei medici, posto decisamente più in alto dagli intervistati residenti nel sud e isole (v. Appendice). Passo quindi ad esaminare le differenze per classe sociale, per reddito e per orientamento politico nella stima dell’ampiezza, nel livello legittimo e nel grado di sensibilità verso le disuguaglianze di reddito, al netto delle variabili di controllo menzionate sopra.

A livello di percezione dell’ampiezza, non emergono differenze significative tra classi sociali anche se gli operai ne hanno un’idea leggermente più contenuta (Figura 1). Questo non vale però se si prende in esame la disuguaglianza percepita misurata dal rapporto medico/operaio comune (dati non mostrati). In tal caso gli operai se la immaginano più limitata rispetto a tutti gli altri intervistati. Sul livello di disuguaglianza “giusta”, le classi sociali si differenziano nel senso atteso. Gli intervistati delle due classi medie e ancor più della classe di servizio considerano legittimi divari di reddito maggiori (+12%, +14% e +23% rispettivamente) rispetto a quelli giudicati giusti dagli operai.

²¹ Pubblicata il 3/5/2010, cfr. <http://www.ilsole24ore.com/art/SoleOnline4/Finanza%20e%20Mercati/2010/03/stipendi-manager-2009.shtml?uuid=4abfaf24-38fe-11df-bea1-3d453e291b8a>.

Scontando le piccole diversità di percezione (statisticamente non significative), le differenze di classe sociale nell'accettazione delle disuguaglianze diventano alquanto contenute. Gli intervistati della classe di servizio tollerano una disuguaglianza superiore o, nei termini della variabile dipendente considerata, hanno una sensibilità inferiore del 15% rispetto agli operai, ma l'incertezza della stima è tale da renderla non significativa ai livelli convenzionali. In misura ancora minore, dagli operai si distinguono pure gli intervistati della classe media dipendente (-9%), mentre quelli della classe media autonoma non differiscono significativamente. Nel caso della disuguaglianza misurata dal rapporto medico/operaio comune, esistono differenze significative a livello di percezione le quali, combinandosi con le differenze di disuguaglianza "giusta", finiscono per annullarsi (dati non mostrati).

Figura 1 Differenze attese tra classi sociali nell'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito, valori in % rispetto alla classe operaia, al netto delle variabili di controllo



Nota: gli istogrammi rappresentano i coefficienti di regressione (N=2490) e le barre di errore gli intervalli di confidenza al 95%.

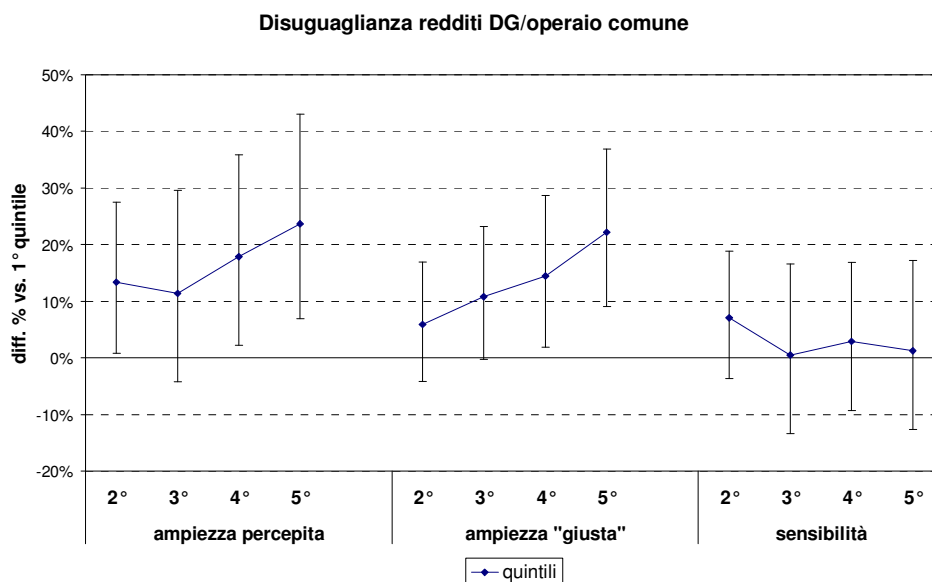
Le differenze tra classi riscontrate in aggregato non si ritrovano identiche a livello sub-nazionale. Al sud e isole infatti risultano più accentuate che al nord, soprattutto per quanto riguarda la disuguaglianza legittima. In questo caso, la circostanza per cui il *cleavage* di classe è più profondo nel mezzogiorno potrebbe legarsi al più alto livello oggettivo di disuguaglianza dei redditi presente in quelle regioni (ISTAT 2010), tale da influenzare la percezione di ciò che si considera una disuguaglianza di retribuzione accettabile.

Il reddito personale esercita un effetto sia sulla percezione che sul livello di disuguaglianza considerato legittimo e tale effetto va nella direzione attesa: le persone ad alto reddito hanno un'idea più realistica della disuguaglianza e allo stesso tempo considerano giusta una forbice più ampia rispetto alle persone a basso reddito (Figura 2). Ad esempio, coloro che si collocano nel quintile più ricco della distribuzione del reddito stimano un divario di retribuzione DG/operaio più alto del 24% circa rispetto a chi si colloca nel quintile più povero della distribuzione. Allo stesso tempo il divario considerato legittimo dai più ricchi è superiore del 22% rispetto a quello ritenuto tale dai più poveri.²² La combinazione di questi due effetti fa sì che l'associazione tra sensibilità alla disuguaglianza e reddito personale sia quasi completamente annullata: ricchi e poveri ridurrebbero le disuguaglianze correnti all'incirca della stessa misura, pur partendo da livelli stimati differenti. Un risultato analogo si osserva analizzando la disuguaglianza medico/operaio comune (dati non

²² Questo sembrerebbe una conferma dell'osservazione di Homans riportata sopra (cfr. nota 10).

mostrati). I modelli di regressione separati per macro-regione di residenza degli intervistati indicano effetti del reddito abbastanza uniformi sul territorio nazionale, con l'eccezione del nord-ovest dove la dinamica osservata a livello aggregato sembra quasi del tutto assente: il reddito personale non influenza né l'ampiezza percepita delle disuguaglianze né l'ampiezza legittima.

Figura 2 Effetto del reddito personale sull'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito, valori in % rispetto al primo quintile, al netto delle variabili di controllo



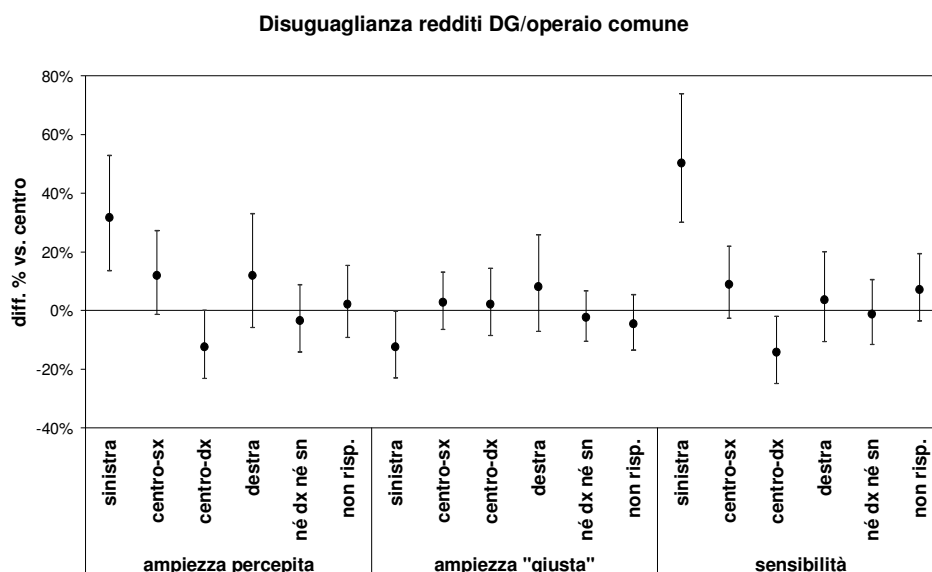
Nota: le linee rappresentano i coefficienti di regressione (N=2489) e le barre di errore gli intervalli di confidenza al 95%.

L'orientamento politico ha un effetto abbastanza intenso, benché non lineare, sulla percezione della disuguaglianza (Figura 3). Solo gli intervistati che si collocano a sinistra (punteggio 1-2 sulla scala) stimano un livello di disuguaglianza nettamente superiore (+32%) rispetto a quelli di centro (punteggio 5-6 sulla scala). Quelli di centro-sinistra e di centro-destra si differenziano in misura inferiore (+12% e -12% rispettivamente), mentre quelli di destra e coloro che rifiutano di collocarsi o di rivelare il proprio orientamento non differiscono significativamente dai "centristi". Sorprendentemente invece l'orientamento politico non incide quasi per nulla sul livello di disuguaglianza "giusta", a parte una lieve preferenza degli intervistati di sinistra verso divari di reddito più contenuti. A dispetto delle attese dunque la questione delle disuguaglianze di reddito non discrimina sufficientemente le persone con diverso orientamento politico dichiarato. Infatti, quasi tutta la differenza di sensibilità alla disuguaglianza che si osserva tra persone di diverso orientamento politico è principalmente dovuta alla percezione più acuta delle disuguaglianze esistenti, tipica delle persone di sinistra rispetto a quelle di centro e di destra.²³ Si noti però che questa dinamica a livello aggregato è determinata principalmente dagli intervistati delle regioni di nord-ovest e del centro.

Nulla di tutto ciò emerge invece dall'analisi della disuguaglianza medico/operaio comune, in cui le differenze di percezione tra classi sono inesistenti e si osservano solo lievi e trascurabili differenze nella disuguaglianza "giusta" e nella tolleranza verso i divari immaginati (dati non mostrati).

²³ L'effetto di interazione tra iscrizione (attuale o passata) a un partito e l'orientamento politico dichiarato non ha dato esiti significativi (dati non mostrati).

Figura 3 Effetto dell'orientamento politico sull'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito, valori in % rispetto alla categoria "centro", al netto delle variabili di controllo



Nota: i punti rappresentano i coefficienti di regressione (N=2482) e le barre di errore gli intervalli di confidenza al 95%.

5. Discussione e conclusioni

In quest'analisi ho analizzato il ruolo di due fattori che possono influire sull'atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito: l'interesse personale e l'orientamento politico. Per rilevare il primo ho utilizzato come indicatori sia il reddito personale che la classe sociale. In una visione sociologica (Goldthorpe 1987; Chan e Goldthorpe 2007) la classe sociale dovrebbe essere un indicatore migliore del reddito attuale in quanto la posizione nel mercato del lavoro e nella gerarchia organizzativa – dimensioni che definiscono la classe sociale come intesa qui – incorporano dimensioni di rischio (povertà, perdita dell'impiego, volatilità del reddito) non tenute in conto dal reddito. Dal punto di vista dell'interesse personale, i membri delle diverse classi sociali e dei diversi gruppi di reddito dovrebbero sviluppare atteggiamenti diversi circa le disuguaglianze esistenti e – in conseguenza di ciò – attitudini più o meno differenti verso le politiche redistributive. Un punto – quest'ultimo – su cui quest'indagine non è in grado di gettare luce direttamente e che mi propongo di affrontare in un prossimo lavoro.

Sia il reddito che la classe sociale dell'individuo hanno un effetto sull'ampiezza del "giusto" divario tra la retribuzione di un DG e quella di un operaio comune. L'interesse personale rappresentato da queste due variabili (classe sociale e reddito) si manifesta, come atteso, in divari legittimi più ampi secondo i membri della classe di servizio o dei gruppi di reddito più elevati. Mentre la classe sociale non comporta differenze significative circa la consapevolezza dei divari esistenti (ampiezza percepita), il reddito invece risulta influenzarla molto, nel senso previsto dall'ipotesi che quanto più uno guadagna tanto più ha coscienza delle disuguaglianze. La conseguenza di ciò è che il grado di accettazione delle disuguaglianze, misurato dal rapporto ampiezza percepita/ ampiezza legittima, è indipendente dal reddito individuale mentre è associato alla classe sociale.

Dunque la posizione dell'individuo nella struttura occupazionale conta e, al contrario del reddito, costituisce la base per la formazione di un atteggiamento più o meno favorevole verso le disuguaglianze di reddito correnti. Ciò nonostante le differenze tra classi, pur tangibili, non sono così ampie come forse ci si poteva aspettare. La differenza più ampia è quella che separa classe di servizio da classe operaia nell'ampiezza "giusta" e nell'accettazione delle disuguaglianze. Le due

classi intermedie si distinguono dalla classe operaia per differenze ancor più contenute e non si distinguono significativamente dalla classe di servizio, anche se emerge sempre un chiaro ordinamento tra le quattro classi considerate (v. Figura 1).²⁴ Per poter dire se queste differenze sono sostanziali o meno si dovrebbe avere un termine di paragone, la situazione italiana andrebbe comparata con quella di altri paesi. Purtroppo un confronto diretto e omogeneo non è possibile e in ogni caso la comparazione è al di fuori della portata di questo lavoro. Tuttavia lo studio di Svallfors (1997) fornisce qualche indicazione a riguardo. Innanzitutto il caso italiano, in generale, sembra vicino a quello di Germania e Austria piuttosto che a quello degli Stati Uniti, dove si tollerano disuguaglianze maggiori, o dei paesi nordici, dove al contrario sono considerate giuste disuguaglianze minori (cfr. tabella 3 dell'articolo citato). In secondo luogo, sul piano delle differenze di classe nei rapporti "giusti" di reddito, l'Italia sembra comunque più simile alla Germania, paese in cui tali differenze sono ad un livello intermedio tra quelle che si osservano in Norvegia (più contenute) e negli Stati Uniti (più ampie; cfr. tabella 5 dell'articolo citato).

Oltre a variabili rappresentative dell'interesse personale, questo studio ha preso in considerazione l'effetto dell'orientamento politico, nell'ipotesi che la differenza tra destra e sinistra si esprima in un diverso modo di considerare l'uguaglianza come valore. I risultati empirici non sembrano affatto in linea con questa ipotesi. Se le persone che si considerano di sinistra manifestano un minor grado di accettazione verso le disuguaglianze correnti non è perché ritengono giusti divari di reddito più contenuti, ma semplicemente perché hanno maggiore consapevolezza delle disuguaglianze esistenti in Italia.

Per spiegare questo risultato si possono formulare almeno due ipotesi. La prima è che l'orientamento politico degli intervistati, in generale e non per questioni di modalità di rilevazione, è legato non tanto all'uguaglianza dei risultati quanto alla parità di opportunità. Se così fosse l'assenza di relazione tra collocazione sull'asse sinistra-destra e atteggiamento verso le disuguaglianze di reddito potrebbe essere dovuta al fatto che le disuguaglianze di reddito di per sé non riflettono disuguaglianze di opportunità. Le rifletterebbero se la possibilità di accesso alle occupazioni che garantiscono certi redditi fosse distribuito inegualmente – cosa senz'altro vera alla luce delle conoscenze sociologiche, ma non necessariamente presente nella mente degli intervistati.²⁵

La seconda ipotesi, collegata alla prima, è che l'orientamento politico, per qualche altra ragione, non è correlato alla questione delle disuguaglianze di reddito. In effetti se lo fosse, l'orientamento politico dovrebbe essere correlato anche con la classe sociale perché rifletterebbe – teoricamente – differenze di interessi materiali, ma come mostrato da Pisati (2010b, pp. 132-148) in Italia storicamente tale associazione è stata ed è debole, più di quanto lo sia l'associazione tra classe sociale e voto. Anche nel mio campione l'associazione classe/orientamento politico risulta molto debole. Questo potrebbe spiegare perché l'orientamento politico risulta così poco legato alla questione delle disuguaglianze di reddito (cfr. Piketty 2003 per un risultato analogo e una spiegazione simile a proposito della Francia).

Concludo con un'osservazione a partire dalle differenze di classe nell'atteggiamento verso le disuguaglianze. In base all'analisi effettuata le differenze non sembrano così accentuate, [pur](#)

²⁴ Ulteriori analisi non mostrate indicano che l'effetto di classe sociale è attribuibile in gran parte agli uomini. In altre parole ci sarebbe un effetto di interazione tra sesso e classe sociale, seppure non significativo ai livelli convenzionali. Le donne, in generale, hanno un'immagine più contenuta delle disuguaglianze di reddito e al contempo auspicano divari legittimi meno ampi cosicché la loro sensibilità alla disuguaglianza non risulta molto diversa da quella degli uomini. Sulle differenze di genere nelle preferenze di policy cfr. Iversen e Rosenbluth (2006), Aalberg (2003), Blekesaune e Quadagno (2003). L'età è una caratteristica ascritta che risulta associata positivamente sia con l'ampiezza percepita sia con l'ampiezza "giusta". Le differenze di percezione sono tali che i giovani sembrano più tolleranti degli anziani verso le disuguaglianze, ma solo perché ne hanno un'immagine decisamente più contenuta. Per quanto riguarda le differenze in base al titolo di studio si osservano risultati analoghi a quelli di genere e di reddito: persone più istruite hanno una percezione amplificata delle disuguaglianze reali e al contempo considerano giusti divari più ampi.

²⁵ Questo potrebbe costituire un punto di contatto con le conclusioni di Franzini circa le cause individuali della disuguaglianza cui accennavo in apertura.

tenendo presente la difformità nord-sud (la cui entità andrebbe però verificata con un campione più ampio). La differenza maggiore si osserva tra classe di servizio e classe operaia, ossia tra un gruppo relativamente ristretto e uno piuttosto ampio, e solo a proposito del divario di reddito tra DG e operaio comune. Dunque, a mio avviso, resta preminente il fatto che le alte disuguaglianze di reddito, pur essendo in media molto sottostimate, sono da quasi tutti considerate ingiuste al livello in cui attualmente sono percepite. Vi è insomma un relativo consenso sul fatto che certi divari di reddito sono ingiusti forse perché, a differenza di altri divari esaminati, non rispecchiano un legame accettabile e condiviso tra remunerazione e contribuzione.²⁶ Tenendo conto che in Italia la redistribuzione statale opera già una notevole riduzione delle disuguaglianze originatesi nel mercato (cfr. introduzione e nota 1), è probabile che il *come* debba realizzarsi un migliore assetto distributivo dei redditi nella società italiana sia un affare ben più controverso. Anzitutto perché, nelle menti di molti, il legame tra ideali di giustizia sociale e opzioni di *policy* adatte a perseguirli può essere piuttosto lasco: molte persone infatti sembrano sostenere indicazioni di *policy* contraddittorie con i valori di giustizia espressi (Bartels 2005). Inoltre è possibile che, posti di fronte a concreti provvedimenti intesi a ridurre le disuguaglianze di reddito, gli individui si rendano meglio conto di quanto tali provvedimenti potrebbero incidere direttamente sui loro redditi o indirettamente sulle posizioni di vantaggio di cui godono, in virtù delle quali si assicurano un reddito migliore di altri in condizioni simili. In tal caso è plausibile aspettarsi che le differenze tra classi si accentuino.²⁷ È possibile infine che si creino anche divisioni intra-classi, basate su altre dimensioni non riconducibili a quelle di classe vere e proprie, come la divisione *outsider/insider* nel mercato del lavoro, esposti/non esposti alla concorrenza, in grado/non in grado di evadere il fisco e così via. Per questa ragione sarà utile concentrare le ricerche future sull'atteggiamento verso specifiche opzioni di *policy* oltre che sulle opinioni circa la disuguaglianza.

Riferimenti bibliografici

Aalberg, T. (2003), *Achieving Justice: Comparative Public Opinion on Income Distribution*, Leiden: Brill.

Adams, J. S. (1965), Inequity in social exchange, in L. Berkowitz (a cura di), *Advances in Experimental Social Psychology*, New York: Academic Press, pp. 267-299.

Alesina, A., La Ferrara, E. (2005), Preferences for redistribution in the land of opportunities, in *Journal of Public Economics*, vol. 89, n. 5, pp. 897-931.

Alvaredo, F., Pisano, E. (2010), Top incomes in Italy 1974-2004, in B. Atkinson, T. Piketty (a cura di), *Top Incomes. A Global Perspective* Oxford: Oxford University Press, pp. 625-663.

Baldissera, A., Carriero, R., Ceravolo, F., Cornali, F., Saracino, B. (2011), Anzianità e stratificazione sociale: concetti, metodo e tecniche della ricerca AGING, in *Quaderni di Sociologia*, vol. 56, n. 2, pp. 91-114.

Bartels, L. M. (2005), Homer Gets a Tax Cut: Inequality and Public Policy in the American Mind, in *Perspectives on Politics*, vol. 3, n. 1, pp. 15-31.

²⁶ Come minimo questo legame non è *compreso* dai più, se non rifiutato del tutto. Cfr. Catani (2010).

²⁷ A margine di ciò, vi sarebbe da considerare il noto e rilevante problema italiano legato all'evasione fiscale che si può ipotizzare – in via del tutto speculativa – incida tanto sulla valutazione dell'entità delle disuguaglianze quanto sulla valutazione della loro legittimità. Tuttavia, ciò che qui non è possibile stabilire empiricamente è quanto questa eventuale fonte di variazione dei giudizi si distribuisca tra le varie classi.

- Benabou, R., Ok, E. (2001), Social Mobility and the Demand for Redistribution: The Poupou Hypothesis, in *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, n. 2, pp. 447-487.
- Blekesaune, M. (2007), Economic Conditions and Public Attitudes to Welfare Policies, in *European Sociological Review*, vol. 23, n. 3, pp. 393-403.
- Blekesaune, M., Quadagno, J. (2003), Public Attitudes toward Welfare State Policies: A Comparative Analysis of 24 Nations, in *European Sociological Review*, vol. 19, n. 5, pp. 415-427.
- Bobbio, N. (1994), *Destra e sinistra. Ragioni e significati di una distinzione politica*, Roma: Donzelli.
- Boeri, T., Brandolini, A. (2005). The Age of Discontent: Italian Households at the Beginning of the Decade. *IZA Discussion Paper*.
- Boudon, R. (1997), *Il vero e il giusto*, Bologna: il Mulino.
- Brandolini, A. (2005), La disuguaglianza di reddito in Italia nell'ultimo decennio, in *Stato e Mercato*, vol. 74, n. 2, pp. 207-229.
- Brandolini, A. (2009), L'evoluzione recente della distribuzione del reddito in Italia, in A. Brandolini, C. Saraceno, A. Schizzerotto (a cura di), *Dimensioni della disuguaglianza in Italia: povertà, salute, abitazione*, Bologna: il Mulino, pp. 39-67.
- Catani, S. (2010), *Manager Superstar. Merito, giusto compenso e disuguaglianza sociale*, Milano: Garzanti.
- Chan, T.-W., Goldthorpe, J. (2007), Class and status: The conceptual distinction and its empirical relevance, in *American Sociological Review*, vol. 72, n. 4, pp. 512-532.
- Corbetta, P., Cavazza, N., Roccato, M. (2009), Between ideology and social representations: Four theses plus (a new) one on the relevance and the meaning of the political left and right, in *European Journal of Political Research*, vol. 48, n. 5, pp. 622-641.
- Corneo, G., Gruner, H. P. (2002), Individual preferences for political redistribution, in *Journal of Public Economics*, vol. 83, n. 1, pp. 83-107.
- Edlund, J. (2007), Class Conflicts and Institutional Feedback Effects in Liberal and Social Democratic Welfare Regimes, in S. Svallfors (a cura di), *The Political Sociology of the Welfare State*, Stanford: Stanford University Press, pp.
- Erikson, R., Goldthorpe, J. (1992), *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Fong, C. (2001), Social preferences, self-interest, and the demand for redistribution, in *Journal of Public Economics*, vol. 82, n. 2, pp. 225-246.
- Forsé, M. (2011), La hiérarchie perçue et souhaitée des rémunérations, in M. Forsé, O. Galland (a cura di), *Les Français face aux inégalités et à la justice sociale*, Paris: Armand Colin, pp. 27-39.

- Forsé, M., Parodi, M. (2007), Perception des inégalités économiques et sentiment de justice sociale, in *Revue de l'OFCE*, vol. 102, n. 3, pp. 483-540.
- Fraile, M., Ferrer, M. (2005), Explaining the Determinants of Public Support for Cuts in Unemployment Benefits Spending across OECD Countries, in *International Sociology*, vol. 20, n. 4, pp. 459-481.
- Franzini, M. (2010), *Ricchi e poveri. L'Italia e le disuguaglianze (in)accettabili*, Milano: Università Bocconi Editore.
- Gelman, A., Hill, J. (2007), *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Giampaglia, G., Ragone, G. (1981), a cura di, *La teoria dello squilibrio di status*, Napoli: Liguori.
- Gijsberts, M. (2002), The Legitimation of Income Inequality in State-Socialist and Market Societies, in *Acta Sociologica*, vol. 45, n. 4, pp. 269-285.
- Goldthorpe, J. (1987), *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*, Oxford: Clarendon Press.
- Hadler, M. (2005), Why Do People Accept Different Income Ratios? A Multi-Level Comparison of Thirty Countries, in *Acta Sociologica*, vol. 48, n. 2, pp. 131-154.
- Homans, G. (1974), *Social Behavior: Its Elementary Forms*, New York: Harcourt, Brace.
- Homans, G. (1976), Commentary, in L. Berkowitz, E. Walster (a cura di), *Equity Theory: Toward a General Theory of Social Interaction*, New York: Academic, pp. 231-247.
- Honaker, J., King, G., Tomz, M. (2011). Amelia II: A Program for Missing Data
- Inglehart, R. (1971), The Silent Revolution in Europe: Intergenerational Change in Post-Industrial Societies, in *The American Political Science Review*, vol. 65, n. 4, pp. 991-1017.
- ISTAT (2010), Distribuzione del reddito e condizioni di vita in Italia. Anni 2008-2009, in *Statistiche in breve. Famiglia e società*, Roma: Istituto nazionale di statistica.
- Iversen, T., Rosenbluth, F. (2006), The Political Economy of Gender: Explaining Cross-National Variation in the Gender Division of Labor and the Gender Voting Gap, in *American Journal of Political Science*, vol. 50, n. 1, pp. 1-19.
- Iversen, T., Soskice, D. (2001), An Asset Theory of Social Policy Preferences, in *American Political Science Review*, vol. 95, n. 4, pp. 875-893.
- Jasso, G. (1978), On the Justice of Earnings: A New Specification of the Justice Evaluation Function, in *American Journal of Sociology*, vol. 83, n. 6, pp. 1398-1419.
- Kellerhals, J., Coenen-Huther, J., Modak, M. (1988), *Figure de l'équité. La construction des normes de justice dans les groups*, Paris: Press Universitaires de France.

- Kelley, J., Evans, M. D. R. (1993), The Legitimation of Inequality: Occupational Earnings in Nine Nations, in *American Journal of Sociology*, vol. 99, n. 1, pp. 75-125.
- Kenworthy, L., Pontusson, J. (2005), Rising Inequality and the Politics of Redistribution in Affluent Countries, in *Perspectives on Politics*, vol. 3, n. 3, pp. 449-471.
- King, G., Honaker, J., Joseph, A., Scheve, K. (2001), Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation, in *American Political Science Review*, vol. 95, n. 1, pp. 49-69.
- King, G., Tomz, M., Wittenberg, J. (2000), Making the Most of Statistical Analyses: Improving Interpretation and Presentation, in *American Journal of Political Science*, vol. 44, n. 2, pp. 347-361.
- Kulin, J., Svallfors, S. (2011), Class, Values, and Attitudes Towards Redistribution: A European Comparison, in *European Sociological Review*, vol. First published online: June 22, 2011, n. -.
- Kumlin, S., Svallfors, S. (2008). Social Stratification and Political Articulation: Why Attitudinal Class Differences Vary Across Countries. Luxembourg Income Study Working Paper Series.
- Lane, R. E. (1986), Market Justice, Political Justice, in *American Political Science Review*, vol. 80, n. 2, pp. 383-402.
- Lensky, G. E. (1954), Status crystallization: a non-vertical dimension of status, in *American Sociological Review*, vol. 19, n. 4, pp. 405-413.
- Linos, K., West, M. (2003), Self-interest, Social Beliefs, and Attitudes to Redistribution. Re-addressing the Issue of Cross-national Variation, in *European Sociological Review*, vol. 19, n. 4, pp. 393-409.
- Meltzer, A. H., Richard, S. F. (1981), A rational theory of the size of government, in *Journal of Political Economy*, vol. 89, n. 5, pp. 914-927.
- Merton, R. K., Rossi, A. K. (1968), Contributions to the Theory of Reference Group Behavior, in R. K. Merton (a cura di), *Social Theory and Social Structure*, New York: Free Press, pp.
- Osberg, L., Smeeding, T. (2006), "Fair" Inequality? Attitudes toward Pay Differentials: The United States in Comparative Perspective, in *American Sociological Review*, vol. 71, n. 3, pp. 450-473.
- Piketty, T. (1995), Social Mobility and Redistributive Politics, in *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n. 3, pp. 551-584.
- Piketty, T. (2003), Attitudes vis-à-vis des inégalités en France : existerait-il un consensus ?, in *Comprendre*, n. 4, pp. 209-241.
- Pisati, M. (2010a), Incompresa. Breve guida a un uso informato della regressione nella ricerca sociale, in *Rassegna Italiana di Sociologia*, vol. 60, n. 1, pp. 33-60.
- Pisati, M. (2010b), *Voto di classe. Posizione sociale e preferenze politiche in Italia*, Bologna: il Mulino.

- Ravallion, M., Lokshin, M. (2000), Who wants to redistribute?: The tunnel effect in 1990s Russia, in *Journal of Public Economics*, vol. 76, n. 1, pp. 87-104.
- Runciman, W. G. (1966), *Relative deprivation and social justice*, Berkeley: University of California Press.
- Sartori, A. E. (2003), An Estimator for Some Binary-Outcome Selection Models Without Exclusion Restrictions, in *Political Analysis*, vol. 11, n. 2, pp. 111-138.
- Shepelak, N. J., Alwin, D. F. (1986), Beliefs about Inequality and Perceptions of Distributive Justice, in *American Sociological Review*, vol. 51, n. 1, pp. 30-46.
- Stolzenberg, R. M., Relles, D. A. (1990), Theory Testing in a World of Constrained Research Design. The Significance of Heckman's Censored Sampling Bias Correction for Nonexperimental Research, in *Sociological Methods and Research*, vol. 18, n. 4, pp. 395-415.
- Stryker, S., Macke, A. S. (1978), Status Inconsistency and Role Conflict, in *Annual Review of Sociology*, vol. 4, n., pp. 57-90.
- Svallfors, S. (1993), Dimensions of Inequality: A Comparison of Attitudes in Sweden and Britain, in *European Sociological Review*, vol. 9, n. 3, pp. 267-287.
- Svallfors, S. (1997), Worlds of Welfare and Attitudes to Redistribution: A Comparison of Eight Western Nations, in *European Sociological Review*, vol. 13, n. 3, pp. 283-304.
- Svallfors, S. (2007), Class and Attitudes to Market Inequality: A Comparison of Sweden, Britain, Germany, and the United States, in S. Svallfors (a cura di), *The Political Sociology of Welfare State. Institutions, Social Cleavages, and Orientations*, Stanford: Stanford University Press, pp. 189-222.
- Tomz, M., Wittenberg, J., King, G. (2003). CLARIFY: Software for Interpreting and Presenting Statistical Results., Stanford University, University of Wisconsin, and Harvard University.
- Vecchi, G. (2011), *In ricchezza e in povertà. Storia del benessere degli italiani dall'Unità a oggi*, Bologna: il Mulino.
- Verwiebe, R., Wegener, B. (2000), Social Inequality and the Perceived Income Justice Gap, in *Social Justice Research*, vol. 13, n. 2, pp. 123-149.
- Wegener, B. (1987), The illusion of distributive justice, in *European Sociological Review*, vol. 7, n. 1, pp. 1-13.

Appendice

Caratteristiche del campione AGING: percentuali pesate e non pesate

SESSO*	Freq.	% non pesata	% pesata
Maschio	1.525	61,0	59,3
Femmina	977	39,1	40,7
ETÀ*			
24 o meno	196	7,8	8,3
25-34	695	27,8	24,3
35-44	751	30,0	30,2
45-54	593	23,7	26,7
55 o più	267	10,7	10,5
ISTRUZIONE			
Max licenza media o qualifica	586	23,4	41,6
Diploma di maturità	1.129	45,1	41,8
Laurea/post laurea	787	31,5	16,7
PROFESSIONE SVOLTA			
Imprenditore/imprenditrice	13	0,5	0,4
Professionista in posizione autonoma	90	3,6	2,0
Professionista dipendente	119	4,8	2,6
Dirigente in un'azienda privata o pubblica	45	1,8	0,9
Dipendente non manuale, qualificato	955	38,2	31,4
Dipendente non manuale, esecutivo	268	10,7	10,6
Lavoratore autonomo nei servizi: commercio, artigianato, servizi alla persona	243	9,7	11,0
Dipendente manuale qualificato o specializzato	278	11,1	14,2
Dipendente manuale semi qualificato	171	6,8	8,8
Dipendente manuale non qualificato	289	11,6	16,4
Occupazione agricola in proprio	23	0,9	1,4
Altro	8	0,3	0,5
AREA GEOGRAFICA*			
Nord-ovest	755	30,2	31,1
Nord-est	558	22,3	22,6
Centro	501	20,0	19,5
Sud	472	18,9	18,6
Isole	216	8,6	8,4
TOTALE	2502		

* : variabile di stratificazione del campione

Regressione rappresentata in Figura 1

		ampiezza percepita		ampiezza "giusta"		sensibilità	
		Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
classe sociale (rif.: cl. operaia)	cl. di servizio	0,049	0,099	0,205	0,079	-0,157	0,091
	cl. media dipendente	0,036	0,052	0,130	0,040	-0,094	0,046
	cl. media autonoma	0,025	0,070	0,109	0,054	-0,084	0,062
genere	donna	-0,240	0,041	-0,170	0,040	-0,070	0,046
età (rif.: 55 o più)	24 o meno	-0,716	0,114	-0,395	0,078	-0,322	0,110
	25-34 anni	-0,558	0,080	-0,409	0,061	-0,149	0,073
	35-44 anni	-0,457	0,069	-0,309	0,054	-0,148	0,068
	45-54 anni	-0,257	0,070	-0,257	0,055	-0,001	0,071
istruzione (rif.: max lic. media)	diploma	0,120	0,052	0,150	0,039	-0,031	0,045
	laurea o più	0,114	0,072	0,187	0,058	-0,073	0,066
area geografica (rif.: nord-ovest)	nord-est	-0,065	0,055	-0,090	0,040	0,025	0,051
	centro	0,063	0,051	-0,006	0,045	0,068	0,052
	sud	-0,057	0,059	-0,066	0,044	0,009	0,057
	isole	-0,031	0,076	-0,126	0,059	0,095	0,074
settore economico (rif.: industria)	agricoltura	-0,162	0,124	-0,093	0,102	-0,070	0,121
	servizi	-0,051	0,061	-0,111	0,045	0,060	0,058
	commercio/trasporti	-0,119	0,065	-0,217	0,051	0,098	0,059
	amministrazione pubblica	0,073	0,071	-0,053	0,055	0,126	0,070
	artigianato	0,043	0,090	-0,147	0,074	0,189	0,091
	edilizia	0,028	0,098	-0,246	0,074	0,275	0,088
cl. sociale partner (rif.: non ha partner)	cl. servizio	0,125	0,094	0,095	0,067	0,030	0,089
	cl. media dipendente	-0,059	0,058	0,003	0,046	-0,062	0,054
	cl. media autonoma	-0,057	0,106	-0,005	0,080	-0,052	0,090
	cl. operaia	-0,113	0,065	-0,118	0,052	0,006	0,061
	mai lavorato	-0,092	0,075	-0,052	0,059	-0,040	0,075
	disocc./cig/pensionato	0,084	0,080	0,079	0,075	0,005	0,082
classe sociale di origine (rif.: cl. operaia)	cl. di servizio	0,039	0,074	0,045	0,065	-0,006	0,072
	cl. media dipendente	0,044	0,056	-0,068	0,045	0,112	0,053
	cl. media autonoma	0,000	0,053	-0,029	0,051	0,030	0,058
istruzione genitori (rif. max lic. media)	cl. mancante	-0,151	0,100	0,011	0,098	-0,162	0,088
	diploma	0,011	0,054	0,042	0,048	-0,031	0,052
	laurea o più	0,093	0,085	0,027	0,070	0,067	0,084
	mancante	-0,031	0,167	-0,039	0,115	0,008	0,198
	costante	2,379	0,107	1,394	0,072	0,985	0,098
	R2 aggiustato	0,078		0,086		0,025	
	N	2490		2490		2490	

Regressione rappresentata in Figura 2

		ampiezza percepita		ampiezza "giusta"		sensibilità	
		Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
reddito personale (rif.: primo quintile)	secondo quintile di reddito	0,125	0,060	0,057	0,051	0,068	0,053
	terzo quintile di reddito	0,108	0,077	0,103	0,054	0,005	0,076
	quarto quintile di reddito	0,165	0,072	0,135	0,059	0,029	0,065
	quinto quintile di reddito	0,212	0,074	0,200	0,058	0,012	0,075
classe sociale (rif.: cl. operaia)	cl. di servizio	-0,003	0,101	0,153	0,080	-0,156	0,093
	cl. media dipendente	0,001	0,052	0,099	0,041	-0,098	0,047
	cl. media autonoma	-0,030	0,073	0,058	0,057	-0,088	0,066
genere	donna	-0,189	0,045	-0,123	0,044	-0,067	0,046
età (rif.: 55 o più)	24 o meno	-0,660	0,111	-0,339	0,080	-0,321	0,106
	25-34 anni	-0,527	0,079	-0,378	0,061	-0,150	0,073
	35-44 anni	-0,447	0,069	-0,298	0,054	-0,149	0,067
	45-54 anni	-0,249	0,071	-0,249	0,055	-0,001	0,070
istruzione (rif.: max lic. media)	diploma	0,107	0,052	0,135	0,040	-0,028	0,045
	laurea o più	0,096	0,073	0,162	0,059	-0,066	0,067
area geografica (rif.: nord-ovest)	nord-est	-0,063	0,056	-0,089	0,040	0,026	0,052
	centro	0,078	0,051	0,006	0,045	0,072	0,052
	sud	-0,033	0,062	-0,046	0,044	0,013	0,059
	isole	0,014	0,076	-0,097	0,059	0,111	0,073
settore economico (rif.: industria)	agricoltura	-0,131	0,128	-0,065	0,105	-0,067	0,123
	servizi	-0,032	0,063	-0,095	0,046	0,063	0,060
	commercio/trasporti	-0,099	0,065	-0,207	0,052	0,108	0,059
	amministrazione pubblica	0,067	0,073	-0,055	0,055	0,122	0,071
	artigianato	0,051	0,092	-0,134	0,075	0,185	0,094
	edilizia	0,037	0,097	-0,241	0,074	0,278	0,088
cond. occupazionale (rif.: occupato tipico o pensionato attivo)	atipico	-0,026	0,103	0,055	0,080	-0,082	0,095
	senza contratto	0,161	0,202	-0,012	0,155	0,173	0,190
	disoccupato o cassa integr. non occupato	-0,154	0,071	-0,070	0,057	-0,084	0,071
cl. sociale partner (rif.: non ha partner)	cl. servizio	0,097	0,094	0,068	0,068	0,029	0,089
	cl. media dipendente	-0,080	0,059	-0,014	0,047	-0,066	0,055
	cl. media autonoma	-0,055	0,105	-0,005	0,081	-0,050	0,091
	cl. operaia	-0,121	0,065	-0,120	0,052	-0,002	0,060
	mai lavorato	-0,117	0,078	-0,072	0,058	-0,045	0,078
	disocc./cig/pensionato	0,061	0,082	0,060	0,073	0,001	0,082
classe sociale di origine (rif.: cl. operaia)	cl. di servizio	0,028	0,074	0,036	0,065	-0,008	0,073
	cl. media dipendente	0,040	0,056	-0,068	0,045	0,107	0,054
	cl. media autonoma	-0,006	0,054	-0,035	0,049	0,029	0,059
	cl. mancante	-0,136	0,103	0,017	0,102	-0,153	0,089
istruzione genitori (rif. max lic. media)	diploma	0,018	0,054	0,047	0,048	-0,029	0,053
	laurea o più	0,102	0,085	0,030	0,070	0,072	0,084
	mancante	-0,025	0,167	-0,033	0,113	0,009	0,196
	costante	2,261	0,118	1,298	0,085	0,963	0,105
	R2 aggiustato	0,083		0,091		0,026	
	N	2489		2489		2489	

Regressione rappresentata in Figura 3

		ampiezza percepita		ampiezza "giusta"		sensibilità	
		Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
orientamento politico (rif.:centro)	sinistra	0,275	0,076	-0,132	0,066	0,407	0,074
	centro-sinistra	0,113	0,065	0,028	0,048	0,085	0,057
	centro-destra	-0,132	0,068	0,022	0,057	-0,154	0,068
	destra	0,112	0,088	0,077	0,077	0,035	0,075
	né destra né sinistra	-0,035	0,060	-0,023	0,045	-0,012	0,057
reddito personale (rif.: primo quintile)	non risponde	0,022	0,061	-0,047	0,050	0,069	0,055
	secondo quintile di reddito	0,104	0,058	0,052	0,048	0,052	0,053
	terzo quintile di reddito	0,082	0,079	0,088	0,054	-0,006	0,073
	quarto quintile di reddito	0,145	0,072	0,130	0,058	0,015	0,066
classe sociale (rif.: cl. operaia)	quinto quintile di reddito	0,202	0,077	0,179	0,059	0,023	0,076
	cl. di servizio	0,006	0,102	0,131	0,082	-0,124	0,094
	cl. media dipendente	0,016	0,051	0,094	0,041	-0,079	0,046
genere	cl. media autonoma	0,014	0,074	0,040	0,060	-0,026	0,069
	donna	-0,173	0,044	-0,102	0,045	-0,071	0,045
età (rif.: 55 o più)	24 o meno	-0,582	0,110	-0,280	0,081	-0,302	0,101
	25-34 anni	-0,460	0,078	-0,339	0,062	-0,121	0,072
	35-44 anni	-0,406	0,068	-0,269	0,055	-0,137	0,065
	45-54 anni	-0,230	0,070	-0,227	0,055	-0,003	0,068
istruzione (rif.: max lic. media)	diploma	0,100	0,053	0,128	0,040	-0,028	0,047
	laurea o più	0,080	0,077	0,143	0,060	-0,063	0,069
area geografica (rif.: nord-ovest)	nord-est	-0,072	0,056	-0,090	0,040	0,018	0,052
	centro	0,057	0,051	0,007	0,045	0,051	0,051
	sud	-0,067	0,063	-0,063	0,044	-0,004	0,061
	isole	0,011	0,076	-0,104	0,060	0,115	0,074
settore economico (rif.: industria)	agricoltura	-0,147	0,126	-0,098	0,107	-0,050	0,122
	servizi	-0,002	0,062	-0,106	0,046	0,104	0,060
	commercio/trasporti	-0,053	0,064	-0,211	0,051	0,158	0,058
	amministrato pubblica	0,060	0,074	-0,070	0,055	0,129	0,070
	artigianato	0,105	0,093	-0,134	0,076	0,239	0,095
	edilizia	0,074	0,099	-0,257	0,075	0,330	0,089
cond. occupazionale (rif.: occupato tipico o pensionato attivo)	atipico	-0,045	0,103	0,054	0,080	-0,098	0,094
	senza contratto	0,136	0,199	0,009	0,153	0,126	0,188
	disoccupato o cassa integr. non occupato	-0,136	0,071	-0,064	0,057	-0,072	0,071
iscrizione a partiti (rif.: no)	non occupato	0,020	0,087	-0,012	0,069	0,032	0,082
	sì, in passato	0,142	0,071	0,150	0,055	-0,009	0,063
iscrizione a sindacati (rif.: no)	sì, tuttora	0,203	0,090	0,102	0,078	0,101	0,084
	sì, in passato	0,118	0,062	0,065	0,058	0,053	0,061
iscrizione a ordini (rif.: no)	sì, tuttora	0,116	0,048	0,044	0,039	0,073	0,045
	sì, in passato	0,099	0,168	0,059	0,126	0,040	0,146
cl. sociale partner (rif.: non ha partner)	sì, tuttora	0,041	0,053	0,093	0,045	-0,052	0,050
	cl. servizio	0,129	0,093	0,071	0,068	0,058	0,088
	cl. media dipendente	-0,071	0,058	-0,006	0,046	-0,064	0,054
	cl. media autonoma	-0,037	0,104	-0,016	0,081	-0,021	0,090
	cl. operaia	-0,108	0,064	-0,119	0,053	0,011	0,060
	mai lavorato	-0,105	0,078	-0,067	0,058	-0,038	0,077
classe sociale di origine (rif.: cl. operaia)	disocc./cig/pensionato	0,079	0,081	0,065	0,073	0,014	0,082
	cl. di servizio	0,041	0,074	0,032	0,065	0,010	0,073
	cl. media dipendente	0,049	0,056	-0,064	0,044	0,113	0,053
	cl. media autonoma	0,011	0,054	-0,032	0,047	0,044	0,059
istruzione genitori (rif. max lic. media)	cl. mancante	-0,127	0,101	0,035	0,102	-0,162	0,089
	diploma	0,002	0,054	0,039	0,048	-0,037	0,053
	laurea o più	0,070	0,085	0,024	0,070	0,046	0,084
	mancante	-0,060	0,167	-0,015	0,115	-0,045	0,199
	costante	2,105	0,122	1,251	0,092	0,855	0,114
	R2 aggiustato	0,102		0,096		0,052	
	N	2482		2482		2482	

Dati di Tabella 1 disaggregati per macro-regione di residenza degli intervistati

zona		redditi stimati					redditi "giusti"				
		ins. operaio comune	scuola media	medico di famiglia	operaio specializ.	dir. generale	ins. operaio comune	scuola media	medico di famiglia	operaio specializ.	dir. generale
nord- ovest (N=755)	media	1027	1325	2859	1492	12253	1421	1679	2601	1842	5709
	mediana	1000	1300	2500	1500	6000	1400	1600	2500	1800	4000
	dev. std.	150,6	236,0	1600,5	278,6	29562,6	290,1	418,5	1059,9	426,5	7908,3
nord-est (N=558)	media	1034	1349	2799	1516	10863	1432	1707	2601	1852	5650
	mediana	1000	1300	2500	1500	6000	1400	1600	2500	1800	3500
	dev. std.	148,3	218,9	1339,2	311,6	21943,3	312,3	416,7	1164,1	426,5	16708,5
centro (N=501)	media	995	1322	3004	1521	15338	1452	1727	2795	1925	5963
	mediana	1000	1300	2500	1500	6909	1500	1600	2500	1800	4000
	dev. std.	162,5	207,1	2025,5	352,0	51038,6	353,6	454,8	2881,9	881,6	9958,3
sud (N=472)	media	985	1338	3192	1536	14078	1446	1690	2638	1901	6738
	mediana	1000	1300	3000	1500	6000	1500	1600	2500	1800	4000
	dev. std.	180,9	217,1	1629,2	390,1	54407,8	320,0	371,6	1102,3	496,8	20350,2
isole (N=216)	media	1000	1328	3388	1524	14922	1446	1708	2721	1831	4976
	mediana	1000	1300	3000	1500	6000	1500	1600	2500	1800	4000
	dev. std.	163,2	189,3	1742,5	277,7	61159,0	305,5	388,7	1243,0	414,2	9890,3

Calcolo dei valori di riferimento dei redditi reali in Tabella 1

Operai non qualificati: sono stati utilizzati i micro-dati italiani di EU-SILC 2010 (Survey on Income and Living Conditions) riferiti ai redditi 2009. Il valore di riferimento è la media (divisa per 12) del reddito netto annuale (variabile PY010N) dei lavoratori dipendenti a tempo pieno classificati in categoria 9 (*elementary occupations*) della ISCO88-COM.

Operai qualificati: sono stati utilizzati gli stessi dati di cui sopra, calcolando la media per i lavoratori dipendenti a tempo pieno classificati nelle categorie 7 (*craft and related workers*) e 8 (*plant and machine operators and assemblers*) della ISCO88-COM.

Insegnante di scuola media: netto mensile=(lordo annuo/12)*(1-aliquota previdenziale)*(1-aliquota fiscale media). Il reddito lordo annuo è di € 25623 (valore indicato nel CCNL per un insegnante con 15-20 anni di anzianità). L'aliquota previdenziale è circa 11% e l'aliquota fiscale media circa 25%.

Medico di famiglia: formula come sopra. Il reddito lordo annuo, per un medico con 1400 assistiti (penultimo scaglione), è € 56070, dato che l'art. 59 dell'ACN (con rivalutazione effettuata nel 2009), stabilisce in € 40,05 la quota per paziente assistito. Sono escluse la retribuzione variabile e quella per servizi e prestazioni aggiuntive. L'aliquota previdenziale è circa 11% e l'aliquota fiscale media circa 30%.

Direttore Generale: il valore indicato in tabella è quello corrispondente al netto mensile per l'ultimo della classifica stilata da "Il Sole 24 Ore" nel 2009. La lista comprende 180 nomi di amministratori delegati, presidenti e direttori generali di grandi aziende quotate in borsa. L'ultimo classificato ha ricevuto un compenso annuo lordo di € 600mila da cui è stato dedotto, con la formula di cui sopra (aliquota fiscale media=40%), un netto mensile di € 26700.

Ulteriori dettagli sui coefficienti di regressione e sull'imputazione dei dati mancanti

Trasformazione dei coefficienti di regressione

Per una migliore lettura dei risultati, i coefficienti di regressione sono stati trasformati in modo da riflettere differenze in percentuale tra la categoria di riferimento e le altre categorie. Ciò si ottiene esponenziando i coefficienti di regressione. Ad esempio, se il coefficiente per la classe di servizio vale 0,30 si otterrà $\exp(0,30) = 1,35$. Cioè, gli intervistati della classe di servizio in media hanno un valore superiore del 35% rispetto alla classe di riferimento sulla variabile in dipendente oggetto.

Si noti inoltre che la media di una variabile presa in logaritmo equivale alla media geometrica della variabile originale. Ciò è particolarmente appropriato nel caso di una variabile del tipo di quelle qui analizzate, molto asimmetriche, perché la media geometrica, rispetto a quella aritmetica, è meno influenzata dai valori estremi.

Il logaritmo applicato al rapporto ampiezza percepita/legittima conferisce un'interessante proprietà ai coefficienti di regressione ad esso legati. Poiché in questo caso la variabile dipendente è il logaritmo di un rapporto di rapporti (ad es.: rapporto stimato tra il reddito di un DG e di un operaio comune diviso il rapporto "giusto" tra il reddito delle medesime occupazioni) essa equivale alla differenza $\ln(\text{rapporto stimato}) - \ln(\text{rapporto giusto})$. Infatti, per le proprietà dei logaritmi, $\ln[(a/b)/(c/d)] = \ln(a/b) - \ln(c/d)$. Di conseguenza i coefficienti della regressione lineare applicata a tale differenza sono uguali alla differenza tra i coefficienti della regressione della disuguaglianza percepita meno i coefficienti della regressione della disuguaglianza legittima. In questo modo è possibile capire quanto le differenze nell'accettazione delle disuguaglianze sono influenzate da differenze di percezione. Quindi il rapporto (\ln) ampiezza stimata/legittima esprime l'atteggiamento verso la disuguaglianza di reddito "depurato" delle differenze di percezione.

Imputazione multipla dei dati mancanti

La procedura di imputazione utilizzata consente di aggiungere dell'incertezza statistica intorno alle stime dei dati mancanti, anziché fare affidamento su una semplice e unica combinazione lineare di predittori (per i dettagli cfr. King *et al.* 2001). Ciò avviene facendo non una singola, ma diverse imputazioni differenti. In pratica si creano 5 dataset con dati imputati, ciascuno da analizzare separatamente, calcolando le medie dei risultati (coefficienti) per ottenere il valore finale. Per le stime degli errori standard è necessario aggiungere una certa quantità alla semplice media degli errori standard poiché si deve tenere conto della variabilità aggiuntiva dovuta all'utilizzo di 5 dataset. Le formule per il calcolo degli errori standard sono riportate in King *et al.* (2001). Tutti i calcoli necessari per l'analisi congiunta dei 5 dataset sono stati eseguiti con l'ausilio della suite di comandi per Stata *clarify* (King *et al.* 2000; Tomz *et al.* 2003). Tutte le variabili originarie (redditi stimati e giusti), le variabili indipendenti e di controllo dell'analisi, più ulteriori variabili non analizzate – ma comunque utili per predire i valori mancanti delle variabili di interesse – rappresentano le variabili di input per il programma di imputazione multipla. Il programma è Amelia II (Honaker *et al.* 2011), utilizzato tramite AmeliaView, interfaccia grafica che esegue codice scritto in R.