Esiste uguaglianza delle opportunità in Italia?*

Daniele Checchi, Vito Peragine

In questo lavoro si fornisce un metodo possibile per misurare la disuguaglianza delle opportunità e scomporre la disuguaglianza complessiva dei redditi in una componente «inaccettabile» e in una «accettabile» dal punto di vista etico. Viene anche proposta una applicazione di questo metodo alla analisi della disuguaglianza delle opportunità in Italia, che risulta essere pari a circa un terzo di quella complessiva dei redditi in Italia, con le regioni del Sud caratterizzate da un più elevato livello di disuguaglianza delle opportunità rispetto alle regioni del Nord.

1. Introduzione

L'uguaglianza delle opportunità (Eop) è un concetto di giustizia sociale ampiamente accettato nelle società liberali occidentali (Roemer, 1998). Si tratta di un principio sostenuto e promosso negli ultimi anni da alcuni studiosi sia nell'ambito della filosofia politica che in quello dell'economia normativa (si veda Arneson, 1989; Barry, 1991; Cohen, 1989; Dworkin, 1981a e 1981b; Rawls, 1971; Roemer, 1993; Fleurbaey, 2007). Secondo la concezione egualitaria delle opportunità, il principio di giustizia non consiste nell'uguaglianza delle acquisizioni individuali: una volta distribuiti equamente i mezzi o le opportunità per raggiungere un determinato scopo, le scelte individuali non rientrerebbero più nel dominio della giustizia distributiva. La concezione di Eop combina il principio liberale con quello egualitario. Dal primo mutua l'esigenza di neutralità delle politiche pubbliche nei confronti degli scopi privati che motivano l'azione di ciascun individuo ma, proprio perché segue una ispirazione egalitaria,

* Questo lavoro è stato presentato nel corso della conferenza «Un'opportunità per l'uguaglianza delle opportunità» (Milano, dicembre 2007), al primo Meeting della Ecineq Society a Maiorca, alla XIX Conferenza Siep a Pavia e in alcuni seminari tenuti a Milano, Modena e Bologna. Si desidera ringraziare i partecipanti a queste conferenze e seminari per i commenti e i suggerimenti forniti. In particolare si ringraziano Chico Ferreira e Marc Fleurbaey per i loro preziosi contributi.

propone parità di condizioni nelle situazioni al di là della sfera di controllo individuale.

La teoria dell'uguaglianza delle opportunità pone due differenti questioni economiche: il problema di come misurare il grado di disuguaglianza delle opportunità in una società[1] e quello di disegnare una politica pubblica conforme ai principi di Eop. Il nostro lavoro concentra la sua attenzione sulla prima delle due questioni. L'analisi delle disuguaglianze delle opportunità in una società, oltre a essere di per sé un interessante tema di ricerca, possiede anche, per molte ragioni, un valore strumentale. In primo luogo, lo studio delle disuguaglianze delle opportunità in un determinato paese può aiutare a comprendere i meccanismi economici e istituzionali che generano disuguaglianze di reddito. In secondo luogo, la disuguaglianza delle opportunità, piuttosto che quella dei redditi, può essere correlata alle performance economiche aggregate: è stato suggerito (Bourguignon e al., 2007 e World Bank, 2006) che marcate e persistenti disuguaglianze nel ventaglio di opportunità a disposizione di ciascun individuo possono generare vere e proprie «trappole di disuguaglianza» che, a loro volta, rappresentano forti limitazioni alle future prospettive di crescita economica. Infine, l'atteggiamento sociale nei confronti delle politiche redistributive può essere condizionato dalla conoscenza, o percezione, delle cause di disuguaglianza dei redditi (Alesina e Glaeser, 2006; Alesina e La Ferrara, 2005): alcune indagini dimostrano che molti ritengono meno discutibili le disuguaglianze di reddito derivanti da diversi livelli di impegno rispetto a quelle dovute a fattori esogeni quali razza, origini familiari ecc. Per questo motivo, il fatto che gran parte delle disuguaglianze sia dovuta a inique opportunità *ex ante* potrebbe aumentare il consenso per le politiche redistributive.

Tuttavia tra gli economisti è diffusa la pratica di stimare le iniquità sociali in rapporto al livello di disuguaglianza dei redditi o, in alternativa, al grado di povertà reddituale della società. Una delle ragioni è che il livello di disuguaglianza delle opportunità non è facile da misurare. In generale, mentre i livelli di reddito (o di consumo) sono dati osservabili, non si può dire altrettanto delle opportunità. Oltre alla scarsa di-

[1] Un recente filone di ricerca ha approfondito diversi aspetti e applicazioni della teoria ugualitaria delle opportunità per la promozione di una politica pubblica: per un'applicazione nell'ambito della tassazione ottima si veda Aaberge e al., 2003; Roemer, 1998; Roemer e al., 2003; un'applicazione al problema del finanziamento dell'istruzione è in Betts e Roemer, 1999.

sponibilità di dati, bisogna considerare che le teorie sulla stima della disuguaglianza delle opportunità sono ancora ad uno stato embrionale e hanno dato origine a una serie di approcci differenti, spesso contrastanti. Si vedano, tra gli altri, i contributi di Bourguignon e al. (2003), Goux e Maurin (2003), Dardanoni e al. (2006), Ferreira e Gignoux (2007), Lefranc e al. (2006a; 2006b), Moreno-Ternero (2007), O'Neill e al. (1999), Peragine (2002; 2004a; 2004b), Peragine e Serlenga (2007), Ruiz-Castillo (2003) e Villar (2006).

Questo è lo stato dell'arte da cui prende le mosse il presente lavoro che si pone due obiettivi. Il primo è quello di proporre un approccio metodologico per stimare la disuguaglianza delle opportunità: si tratta di un approccio di tipo non parametrico in grado di scomporre la disuguaglianza complessiva dei redditi in una componente, da un lato, «inaccettabile» e, dall'altro, «accettabile» dal punto di vista etico. Il secondo obiettivo è quello di fornire modelli di applicazione empirica di questi nuovi strumenti di valutazione, mostrando in che modo si rapportano con i metodi tradizionali di misura delle disuguaglianze di reddito. Nella parte empirica dello studio si analizza il grado di disuguaglianza delle opportunità in merito alle capacità di reddito in Italia.

Lo studio è così articolato: il paragrafo 2 presenta un modello generale per la stima della disuguaglianza delle opportunità; il paragrafo 3 suggerisce due possibili approcci – *ex ante* ed *ex post* – evidenziandone le possibili compatibilità e tensioni; il paragrafo 4 illustra il disegno e i risultati dell'analisi empirica; il paragrafo 5 riporta alcune considerazioni conclusive.

2. Un modello generale per la misurazione della disuguaglianza delle opportunità

Recenti studi nell'ambito della teoria normativa assiomatica[2] hanno dimostrato che il principio di uguaglianza delle opportunità può essere scomposto in due distinti – e a volte conflittuali – principi etici. Il primo, improntato a una concezione egualitaria, stabilisce che le differenze negli esiti individuali, attribuibili senza ambiguità a fattori («circostanze») non dovuti a responsabilità personali, sono di per sé inique

[2] Questo filone di ricerca è stato inaugurato da Bossert (1995) e Fleurbaey (1995). Per studi più recenti si vedano Fleurbaey e Maniquet (2003) e Fleurbaey (2007).

e vanno ridotte attraverso l'intervento pubblico: si tratta del cosiddetto *principio di compensazione*. Dall'altro lato, differenze che derivano da responsabilità individuali (l'impegno personale, per esempio) sono ritenute eque e tali da non prevedere interventi compensatori: è il *principio della responsabilità* (o del *natural reward*, Fleurbaey, 1995).

Questi principi, finora utilizzati e studiati soprattutto nel contesto di modelli di *fair division*, possono essere rielaborati in un contesto di misurazione delle disuguaglianze dando origine, come vedremo, a due differenti approcci per la stima della disuguaglianza delle opportunità.

In quanto segue riportiamo gli elementi generali del modello teorico, rinviando il lettore interessato alla versione completa del nostro lavoro (Checchi e Perugine, 2005). Ciascun individuo della nostra società può essere definito in base ad un insieme di caratteristiche, le quali appartengono a due differenti classi. La prima include tratti che non rientrano nella sfera della responsabilità individuale, rappresentati da una serie di circostanze personali $\mathbf{c}$ (razza, genere, background familiare). La seconda classe, che comprende fattori per cui l'individuo è pienamente responsabile, è rappresentata da un livello di impegno (*effort*) e, trattato come una singola variabile. Va tenuto conto che in questo lavoro per impegno si considerano tutti quegli elementi che fanno parte della sfera individuale e ne influenzano il successo sociale pur rimanendo esclusi dalla lista delle circostanze. Naturalmente, la suddivisione delle caratteristiche individuali nelle due categorie – *circostanze* e *impegno* – corrisponde a differenti nozioni di uguaglianza delle opportunità. Ogni esito individuale x (reddito, ricchezza) può essere descritto come risultato di una combinazione di impegno e circostanze:

$$x = g(\mathbf{c}, e)$$

Si tratta di un puro modello deterministico in cui si trascurano errori di misurazione o componenti casuali[3]. L'*impegno* non è un dato osservabile, così come la funzione g: in particolare, non facciamo ipotesi sul grado di sostituibilità o complementarità tra impegno e circostanze, al fine di mantenere un profilo quanto più generale possibile. Supponiamo comunque che la funzione g sia fissa e sia uguale per tutti gli individui. Inoltre, introduciamo due ipotesi di base:

[3] Per una discussione di questo punto si veda Lefranc e al. (2006b). Cfr. anche Fleurbaey (2007, cap. 9) sugli errori di valutazione dipendenti dalla relativa osservabilità del set di circostanze.

Ipotesi 1: La funzione g è crescente nell'impegno e in modo monotonico.

Ipotesi 2: La distribuzione dell'impegno è indipendente dalle circostanze.

Se la prima ipotesi è abbastanza plausibile, la seconda sembra più problematica, in quanto è possibile che le persone che godono di circostanze più favorevoli siano anche disponibili ad esercitare più impegno. È comunque basata sulla considerazione che sarebbe difficile considerare un individuo responsabile per gli effetti della variabile e, nel caso questo fosse dipendente da circostanze esterne. La distribuzione del reddito in una società sia rappresentata dal vettore $X \in \Re_+^N$. Introduciamo ora due diverse partizioni della popolazione complessiva in classi. In primo luogo, per ogni configurazione delle circostanze ($\mathbf{c}^i \in \Omega$ dove Ω è l'insieme di tutte le possibili circostanze), definiamo tipo i il gruppo di individui il cui set di circostanze è $\mathbf{c}^i$. Indichiamo con N_i^N il numero di persone comprese nel tipo i della distribuzione X, e con $x_i = \left\{x_i^1,...,x_i^{N_i^N}\right\} \in \Re_+^{N_i^N}$ il tipo i della distribuzione del reddito. In questo modo il profilo del reddito X può essere scritto come

$$X = \{x_1,...,x_n\} \in \Re_+^N \qquad [1]$$

La seconda partizione è basata sulla variabile impegno: per ogni $e \in \Theta$, definiamo *tranche* e il gruppo di individui il cui impegno è e. Poiché si è ipotizzata la non-osservabilità dell'impegno, è necessario dedurne il livello da qualche tipo di comportamento osservabile. Più precisamente, abbiamo bisogno di una misura indiretta (*proxy*) in grado di misurare, anche solo in senso ordinale, e confrontare l'impegno di individui diversi. In questo seguiamo l'approccio di Roemer (1993; 1998) che suggerisce di prendere quale misura dell'impegno di un individuo appartenente ad un generico tipo i il rango o percentile in cui tale individuo è posizionato nella distribuzione degli impegni individuali dello stesso tipo i: data la monotonicità della funzione del reddito e l'indipendenza dell'impegno dalle circostanze, ciò corrisponderà al rango o percentile della distribuzione dei redditi in tale tipo. Dunque diremo che tutti gli individui alla stessa posizione, percentile p, nelle distribuzioni dei rispettivi tipi di appartenenza, sono per assunzione caratterizzati dallo stesso livello di impegno.

Con simile metodologia, definiamo *tranche* p in una popolazione come l'insieme degli individui che, nelle distribuzioni di reddito dei rispettivi tipi di appartenenza, sono posizionati alla stessa posizione relativa p. Denotiamo con $\chi_{i,p}$ l'insieme degli individui appartenenti al quantile p del tipo i. Per l'intera popolazione, il sottoinsieme della popolazione che ha esercitato lo stesso livello di impegno p è rappresentato dalla seguente distribuzione della *tranche* p: $\chi_p = \{x_{1p},...,x_{n,p}\} \in \Re_+^{\frac{N}{m}}$, dove m è il numero dei quantili. Di conseguenza, l'intera distribuzione dei redditi può ora essere definita come

$$X = \{\chi_1,...,\chi_m\} \in \Re_+^N \qquad [2]$$

Si metta a confronto a questo punto la formula espressa in [1] con quella riportata in [2]: si tratta di due differenti approcci per la stima della disuguaglianza delle opportunità. Il primo si concentra sui tipi e si basa sulla seguente definizione di uguaglianza delle opportunità:

Definizione 1: *L'approccio ex ante (per tipi)*. Si verifica Eop se il set di opportunità di diversi individui è identico, indipendentemente dalle circostanze.

L'approccio per tipi pone un'enfasi speciale sulle differenze nelle prospettive di reddito *ex ante* per classi di individui con circostanze identiche. Di conseguenza, si concentra sulle disuguaglianze tra tipi ed è invece neutrale rispetto alle disuguaglianze all'interno dei tipi. Stabilendo l'irrilevanza delle disparità basate sull'impegno all'interno di ciascun tipo, l'approccio *ex ante* è un'espressione del principio di *natural reward* (si veda Fleurbaey, 2007, cap. 9).
Al contrario l'approccio per *tranche* si concentra sulle disuguaglianze *ex post* in classi di individui dall'identico livello di impegno. Di conseguenza, il fuoco di analisi diventano le distribuzioni all'interno delle *tranches*.

Definizione 2: *L'approccio ex post (per tranches)*. Si verifica Eop se tutti coloro che dispiegano lo stesso livello di impegno ottengono lo stesso risultato.

L'approccio per *tranche* pone enfasi sulle disuguaglianze all'interno dei gruppi di impegno: è dunque un'espressione del principio di compen-

sazione. Dall'altro lato, differenze tra *tranches* sono ricondotte alle scelte autonome degli individui e non sono considerate come inique.
Entrambi gli approcci sono plausibili e coerenti, tanto da rendere difficile dare priorità all'uno piuttosto che all'altro. Per questo motivo li analizzeremo uno per volta e per ciascuno illustreremo il metodo per misurare la disuguaglianza delle opportunità[4]. Inoltre, dimostreremo come i due approcci, entrambi coerenti con il principio di Eop, possano risultare incompatibili.

3. Misurazione e scomposizione della disuguaglianza delle opportunità

3.1 L'approccio ex post (per tranches)

In questa sezione ci concentriamo sulla seguente rappresentazione del profilo di redditi: $X = \{x_1,...,x_m\}$. Consideriamo il set di redditi compresi in un dato quantile p di un tipo i, definito da $X_{i,p}$. All'interno di $X_{i,p}$ sono presenti differenti livelli di reddito; tuttavia, si considera che tutti gli individui i cui redditi sono compresi in $X_{i,p}$ abbiano esercitato lo stesso livello di impegno. Ciò equivale a dire che qualsiasi disparità reddituale all'interno di $X_{i,p}$ non viene spiegata dal nostro modello.
Proponiamo di applicare una trasformazione omogeneizzante (*smoothing*) al fine di eliminare tale disuguaglianza non spiegata[5], e di conseguenza, il vettore *tranche* p ne viene ridefinito coerentemente.
Va ricordato che con questa trasformazione tutte le disparità non spiegate nel nostro modello sono eliminate: le disuguaglianze osservate sono esclusivamente attribuibili alle circostanze $\mathbf{c}_i$ o ai livelli di impegno e. Naturalmente, a questo punto sorge una questione empirica: quanto incide nella analisi della diseguaglianza questa trasformazione omogeneizzante? La risposta è «non molto»; nella parte empirica del lavoro quantificheremo questo dato e dimostreremo come esso abbia un impatto abbastanza accettabile sulla distribuzione originale.

[4] Questi due approcci sono analizzati all'interno di un modello normativo di benessere sociale da Peragine (2004b).
[5] Trasformazioni analoghe a quelle qui introdotte potrebbero essere formulate utilizzando qualsiasi altro «reddito rappresentativo», come la media geometrica o armonica, oppure il reddito equivalente equamente distribuito. In questa sede si utilizza la media aritmetica al fine di mantenere lo stesso reddito totale.

Passiamo adesso alla parte centrale del lavoro: la distinzione, all'interno di una condizione di disparità distributiva, tra (*i*) le disuguaglianze derivanti da circostanze esogene (*ii*) e le disuguaglianze dovute a responsabilità individuali.

Considerando un generico vettore X di reddito, analizziamo i seguenti tre vettori di riferimento: la distribuzione X^S è il vettore di reddito totale; X_B^S è l'ipotetica distribuzione in cui il reddito di ciascun individuo è sostituito dal reddito medio della *tranche* a cui appartiene. Questo processo rimuove tutte le disuguaglianze all'interno delle *tranches*; infine X_W^S è una distribuzione standardizzata ottenuta scalando ciascuna *tranche* fino a quando tutte abbiano la stessa media della distribuzione totale. Tale standardizzazione elimina le disuguaglianze tra *tranches* lasciando inalterate tutte le disparità all'interno di esse.

L'interpretazione nel contesto presente è la seguente. Il vettore artificiale X_B^S è la distribuzione ottenuta eliminando le disuguaglianze di opportunità. Un indice di disuguaglianza applicato a questa distribuzione rende conto solamente, e compiutamente, delle disuguaglianze dovute a responsabilità individuali. D'altra parte, scalando le *tranches* in modo che presentino la stessa media otteniamo un vettore di reddito X_W^S in cui l'unica disuguaglianza è quella all'interno delle *tranches*: un indice di disuguaglianza applicato a questa distribuzione cattura esclusivamente, e completamente, le disuguaglianze di reddito derivanti dalle circostanze, cioè la disuguaglianza delle opportunità.

In questo modo, nell'approccio per *tranche*, per qualsiasi distribuzione di reddito $X \in \Re_+^N$ e un dato indicatore di disuguaglianza $I : \Re_+^N \to \Re_+$, la componente di disuguaglianza derivata dalle circostanze iniziali sarà data da $I\left(X_W^S\right)$ o, in termini relativi, da:

$$OI_W^e = \frac{I\left(X_W^S\right)}{I\left(X^S\right)}$$

OI_W^e rappresenta, secondo l'approccio per *tranche*, la componente di disuguaglianza complessiva che può essere attribuita alle opportunità ineguali. In alternativa, è possibile esprimere la disuguaglianza delle opportunità come residuo, ottenendo in questo modo:

$$OI_B^e = 1 - \frac{I\left(X_B^S\right)}{I\left(X^S\right)}$$

OI_B^e rappresenta la parte di disuguaglianza complessiva che non può essere attribuita all'impegno individuale. In un modello deterministico

come quello qui utilizzato, costituisce dunque un indicatore indiretto del livello di disuguaglianza delle opportunità[6].

OI_W^e e OI_B^e potrebbero fornire differenti misure di disuguaglianza delle opportunità. Questo può succedere nel caso si utilizzi, ad esempio, l'indice di Gini come indicatore di disuguaglianza. Per evitare ciò e ottenere una scomposizione etica della disparità complessiva in disuguaglianze di opportunità di impegno è necessario ricorrere a un indice scomponibile, in cui i termini di disuguaglianza tra i gruppi e all'interno dei gruppi restituiscono la disuguaglianza complessiva. Per ottenere tale scomposizione e fare in modo che i termini OI_W^e e OI_B^e abbiano lo stesso valore, è necessario utilizzare un indicatore *path independent* di disuguaglianza così come illustrato da Foster e Shneyrov (2000). In particolare, bisogna ricorrere alla *deviazione logaritmica media* (MLD), l'unico indice che ha una scomposizione *path independent* utilizzando la media aritmetica come reddito rappresentativo. Per una distribuzione $X = (x_1,...,x_N)$ con una media μ_x l'MLD è definita come:

$$MLD(X) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \ln \frac{\mu_x}{x_i}$$

Usando l'MLD come indice di disuguaglianza si ottiene che per qualsiasi distribuzione di reddito

$$OI^e = OI_B^e = OI_W^e$$

e di conseguenza

$$I\left(X^S\right) = I\left(X_B^S\right) + OI^e$$

che può essere interpretata nel seguente modo: Disuguaglianza di reddito totale = Disuguaglianza di impegno + Disuguaglianza di opportunità.

3.2 L'approccio ex ante (per tipi)

In questo paragrafo viene presentata un'analisi simile a quella illustrata

[6] Va inoltre tenuto conto che, considerato questo modello di misurazione, la trasformazione omogeneizzante (*smoothing*) in precedenza introdotta al fine di eliminare la disparità «non spiegata» all'interno di ciascuna «cella» χ_p^S ha l'effetto di ridurre il livello di disuguaglianza nella distribuzione X_W^S e nella distribuzione X^S, mentre non influisce sul livello di disuguaglianza nella distribuzione X_B^S. Ciò vale a dire che eliminando tutte le disparità inesplicate si sottostima il livello di disuguaglianza delle opportunità e, al contrario, si sovrastima quello relativo alla disuguaglianza di impegno in una società.

nel paragrafo precedente, ma incentrata sull'approccio per tipi. Data una distribuzione dei redditi X, se si misura la disuguaglianza in un vettore artificiale X_B, ottenuto sostituendo ciascun reddito con il reddito medio corrispondente al proprio tipo μ_{x_i}, si individua solamente, e compiutamente, la disuguaglianza tra i tipi che, a sua volta, rispecchia la disuguaglianza di opportunità. D'altra parte, scalando tutte i tipi in modo che abbiano la stessa media, si ottiene un vettore di reddito X_W in cui l'unica disuguaglianza presente è quella all'interno dei tipi, da intendere come disuguaglianza dovuta a responsabilità individuali. In questo modo, nell'approccio per tipi, per qualsiasi distribuzione di reddito X e un dato indicatore di disuguaglianza I, la componente di disuguaglianza derivata dalle circostanze iniziali sarà data da $I(X_B)$ o, in termini relativi, da:

$$OI_B^c = \frac{I(X_B)}{I(X)}$$

OI_B^c rappresenta la parte di disuguaglianza complessiva che può essere attribuita a opportunità ineguali. In alternativa, è possibile esprimere la disuguaglianza di opportunità come residuo, ottenendo così:

$$OI_W^c = 1 - \frac{I(X_W)}{I(X)}$$

OI_W^c rappresenta la parte di disuguaglianza complessiva che non può essere attribuita all'impegno individuale. Nel nostro modello deterministico costituisce pertanto un indicatore indiretto del livello di disuguaglianza delle opportunità. Così come evidenziato nel precedente paragrafo, OI_W^c e OI_B^c possono fornire differenti stime di disuguaglianza delle opportunità. Anche in questo caso, è possibile ricorrere alla *deviazione logaritmica media* (MLD) e ottenere, per qualsiasi distribuzione di reddito:

$$OI^e = OI_B^e = OI_W^e$$

e perciò

$$I(X) = I(X_W) + OI^e$$

che può essere interpretata come: Disuguaglianza di reddito totale = Disuguaglianza di impegno + Disuguaglianza di opportunità. Ancora una volta si ottiene un indicatore di disuguaglianza delle opportunità e una scomposizione della disparità complessiva in una componente accettabile e in una non ammissibile da un punto di vista etico[7].

[7] Per scomposizioni analoghe ma con un approccio parametrico si vedano Bourguignon e al. (2007) e Ferreira e Gignoux (2007). Questi ultimi confron-

3.3 Possibili incompatibilità tra l'approccio ex ante e l'approccio ex post

In precedenza si è detto che l'approccio per tipi è correlato al principio di *natural reward*, mentre l'approccio per *tranche* si ispira al principio di compensazione. È stato dimostrato che questi due principi, in alcuni contesti, sono incompatibili[8]. Scopo di questo paragrafo è mostrare l'esistenza di un analogo contrasto tra compensazione e responsabilità anche nel contesto di una pura analisi di disuguaglianza. Si consideri l'esempio che segue.

Esempio
Si consideri un esempio con sei individui, tre *tipi* (1, 2 e 3) e due livelli di *impegno* (basso e alto). Si abbiano due società:

Società 1

Livelli di impegno→ ↓Tipi	Basso	Alto
Tipo 1	10	20
Tipo 2	20	30
Tipo 3	30	40

Società 2

Livelli di impegno→ ↓Tipi	Basso	Alto
Tipo 1	10	20
Tipo 2	10	40
Tipo 3	10	60

Le due società condividono una caratteristica di base: *ceteris paribus*, è meglio far parte del tipo più ricco e dispiegare un alto livello di impegno. In entrambi è verificata una condizione di dominanza[9] tra tipi: il tipo 3 domina il tipo 2 che, a sua volta, domina il tipo 1.

tano approcci parametrici e non relativi a vari paesi dell'America Latina usando diverse definizioni di obiettivi individuali e differenti indicatori di disuguaglianza.

[8] Tale incompatibilità è stata studiata in dettaglio da Fleurbaey (1995) e da Fleurbaey e Maniquet (2003) nel contesto di modelli di *fair division* e da Fleurbaey (2007) nel contesto di modelli normativi basati su una funzione del benessere sociale, come quelli proposti da Roemer (1998), Van de Gaer (1993) e Peragine (2004b).

[9] Si tratta di un caso di dominanza stocastica del primo ordine.

Da notare che la società 1 può essere ottenuta a partire dalla società 2 attraverso due diversi trasferimenti progressivi da un ricco ad uno più povero (Pigou-Dalton): il primo ha luogo nel tipo 2, il secondo nel tipo 3.
Si confrontino ora le due società in base ai due approcci proposti in questo lavoro.
Secondo l'approccio per tipi, la società 1 e la società 2 presentano lo stesso livello di disuguaglianza delle opportunità, in quanto possiedono la stessa media di tipi. Come prevedibile, l'approccio *ex ante* non rende conto delle disparità dovute all'impegno. Di conseguenza, qualsiasi redistribuzione all'interno dei tipi lascia inalterato il livello di disuguaglianza delle opportunità. D'altra parte, secondo l'approccio per *tranches* la società 1 evidenzia maggiore disuguaglianza delle opportunità rispetto alla società 2.
Per verificarlo si noti che: (*i*) il vettore di reddito corrispondente alla colonna «Basso» nella società 1 mostra lo stesso livello di disuguaglianza della colonna «Alto» nella società 2 in base a qualsiasi misura di disuguaglianza consistente con l'ordinamento di Lorenz; (*ii*) la colonna «Alto» nella società 1 evidenzia maggiore disuguaglianza rispetto alla colonna «Basso» nella società 2 – che in effetti non mostra alcuna disuguaglianza. Secondo il metodo di misura della disuguaglianza delle opportunità qui proposto, la società 2, secondo l'approccio *ex post*, si configura come più equa dal punto di vista delle opportunità rispetto alla società 1. È stato dunque dimostrato come l'approccio *ex ante* e l'approccio *ex post* possano dar luogo a diversi ordinamenti. In generale, qualsiasi redistribuzione all'interno dei tipi non influenza la disuguaglianza delle opportunità così come calcolata secondo l'approccio per tipi, al contrario, essa condiziona l'esito finale nel caso dell'approccio per *tranches*. Questa incompatibilità sembra riproporre in un contesto di pura analisi della disuguaglianza il generale conflitto tra compensazione e responsabilità. Inoltre, mentre – come dimostrato da Fleurbaey (2007) – questo contrasto scompare nel contesto dei criteri di welfare se si assumono distribuzioni dei tipi classificabili secondo la dominanza del primo ordine, si è dimostrato che nell'ambito della pura analisi delle disuguaglianze tale contrasto è così robusto da resistere anche nel caso di distribuzioni ordinate secondo criteri di dominanza.

4. Analisi empirica del caso italiano

Nel proporre una applicazione della metodologia proposta nei paragrafi precedenti, noi consideriamo come circostanza indipendente

dalla volontà individuale il *background familiare* (misurato dal grado di istruzione dei genitori), e analizzeremo come avvenga la decomposizione della diseguaglianza osservata quando si divida il campione per *genere* e per *localizzazione territoriale*. Ciascuna di queste circostanze influenza potenzialmente il reddito guadagnato da un individuo, per diverse ragioni. Nel caso del background familiare, vi sono diversi canali possibili attraverso i quali i genitori influenzano la capacità di guadagno dei figli (Dardanoni e al., 2006):

a) accesso alle risorse economiche e culturali che favoriscono la carriera scolastica;
b) reti sociali che facilitano l'inserimento nel mercato del lavoro;
c) formazione di convinzioni e abilità coerenti con carriera scolastica;
d) possibile trasmissione genetica di abilità non osservabile;
e) modelli di ruolo, che istillino gusti e/o aspirazioni.

Ovviamente diverse nozioni di Eop corrispondono a diversi modi con cui questi canali vengono identificati come circostanze. In questo lavoro, anche a causa della limitatezza dei dati disponibili, noi consideriamo come fattori esclusivi *a*), *b*) e *c*), che approssimiamo con il livello di istruzione dei genitori, in assenza di informazioni sui loro redditi. Questo significa che ogni altro fattore (abilità innata, talento, fortuna) viene di fatto classificato alla stessa stregua dell'impegno individuale[10].

Se, anche in questa visione minimalista di ciò che ricade sotto il principio di responsabilità, evidenzieremo l'esistenza di diseguaglianze nelle opportunità di generare reddito, ne trarremo legittimazione per concludere che una politica minimale che compensi i divari familiari è auspicabile, in quanto quella che misuriamo è una stima per difetto della diseguaglianza stessa.

Utilizziamo dati sui guadagni individuali e background familiari tratti dall'indagine sui bilanci delle famiglie italiane condotta periodicamente dalla Banca d'Italia, facendo riferimento alle indagini condotte nel 1993, 1995, 1998 e 2000. Per ogni indagine vengono raccolti dati su campioni di circa diecimila famiglie rappresentative dell'intera popolazione italiana. Gli intervistati forniscono informazioni su istruzione e reddito dei loro genitori, sui propri risultati scolastici e su altre caratte-

[10] Per una discussione generale sugli errori che si producono nell'analisi empirica dell'Eop quando si commettono errori nell'identificazione dell'intero set delle circostanze si veda Fleurbaey (2007, cap. 9), che confronta anche gli approcci per tipi e per *tranche* a questo riguardo.

ristiche demografiche (genere, età, composizione familiare, luogo di residenza). Non è possibile risalire più indietro del 1993 per l'assenza di informazione sul background familiare. Noi restringiamo l'analisi agli individui che riportano un reddito positivo da lavoro dipendente, escludendo i lavoratori autonomi a causa della scarsa affidabilità dei dati relativi ai loro redditi[11]. L'indagine raccoglie i redditi netti, ma sulla base della composizione familiare e della legislazione fiscale vigente al momento dell'intervista noi abbiamo ricostruito i corrispondenti valori lordi. I valori delle retribuzioni annuali sono poi stati convertiti in euro e riportati ad un anno base utilizzando la regressione su *dummies* annuali.

Il background familiare è misurato con il risultato scolastico più elevato nella coppia dei genitori. I diversi mercati del lavoro sono presi in considerazione attraverso la divisione del campione tra regioni settentrionali e regioni centro-meridionali. Infine abbiamo tenuto conto delle differenze di genere degli intervistati. Complessivamente lavoriamo con 16.392 osservazioni (vedi tabella 1)[12]. In questo modo le circostanze al di fuori del controllo individuale sono l'istruzione dei genitori, il genere e la localizzazione territoriale[13]. Si potrebbe obiettare che la regione di residenza non è puramente esogena, dal momento

[11] Con questa esclusione noi sottostimiamo la disuguaglianza dei redditi, data la maggior variabilità dei redditi da lavoro autonomo. E questo può anche influenzare i confronti territoriali, vista la disomogenea distribuzione del lavoro autonomo nelle diverse regioni italiane. Tuttavia, vista anche la presenza di redditi negativi (dovuti fiscalmente a perdite di esercizio), abbiamo preferito la strada dell'esclusione.

[12] L'indagine contiene una componente longitudinale di circa un terzo degli intervistati. Noi abbiamo preferito mantenere questa componente per massimizzare il numero di osservazioni, utilizzando i pesi campionari, al costo di vedere lo stesso individuo comparire con redditi diversi nelle diverse indagini.

[13] Le retribuzioni sono anche crescenti nell'età degli intervistati, per via dell'esperienza cumulata nel lavoro. Tuttavia la dimensione campionaria impedisce di differenziare ulteriormente i dati in celle genere × età × background × regione. In una versione precedente (Checchi e Perugine, 2005) abbiamo eliminato questa componente regredendo i redditi osservati su esperienza lavorativa (lineare e quadratica) e utilizzando i residui della regressione. I risultati sono qualitativamente simili, ma tale correzione riduce ovviamente la diseguaglianza stimata.

Tabella 1 - Statistiche descrittive redditi lordi - pesi campionari (Italia 1993-2000)

	Nord		Centro-Sud		
Titolo di studio più elevato tra i genitori	Uomini	Donne	Uomini	Donne	Totale
Nessuna istruzione formale	19.289,15	14.189,12	14.608,21	11.156,24	14.786,31
	6.560,825	6.340,921	6.618,895	6.544,096	7.037,354
	329	185	1.313	514	2.341
Licenza elementare	19.971,32	15.037,77	17.973,02	13.821,12	17.180,71
	8.481,819	5.689,796	9.655,072	6.161,756	8.349,661
	2.138	1.664	3.140	1.702	8.644
Licenza media inferiore	21.941,13	16.457,4	19.810,72	14.915,97	18.731,25
	9.998,227	6.244,776	9.475,573	6.019,18	8.808,679
	808	703	829	577	2.917
Diploma secondaria	23.726,1	16.703,06	21.620,28	17.624,39	20.038,3
	13.013,27	7.562,451	12.074,22	6.931,528	10.753,46
	497	441	478	472	1.888
Laurea	29.017,76	22.046,51	29.536,29	16.786,29	24.080,08
	17.783,94	9.202,045	19.780,29	6.346,453	15.268,1
	123	145	162	172	602
Totale	20.980,63	15.780,95	18.050,22	14.274,43	17.660,41
	9.814,521	6.455,006	10.084,42	6.583,299	9.087,96
	3.895	3.138	5.922	3.437	16.392

Prima riga: media; seconda riga: *standard deviation*; terza riga: osservazioni.
Nord include Piemonte, Val d'Aosta, Liguria, Lombardia, Veneto, Friuli Venezia Giulia, Trentino Alto Adige e Emilia Romagna.

che un individuo particolarmente volenteroso potrebbe sempre decidere di migrare dalle regioni più povere del Sud alle regioni più ricche del Nord. Per tener conto parzialmente di questo problema, abbiamo escluso dall'analisi 1633 individui che risultavano nati in una macroarea e occupati nell'altra. Sempre dalla tabella 1, si può notare che le retribuzioni individuali sono crescenti nell'istruzione dei genitori, nell'essere maschi e nel risiedere in una regione settentrionale.

Utilizzando l'ipotesi introdotta precedentemente, in base alla quale gli individui che si trovano nello stesso percentile di distribuzione dei redditi per analoghe circostanze abbiano esercitato lo stesso livello di impegno, consideriamo 10 decili nella distribuzione dei redditi. La tabella 2 riporta il reddito medio e la numerosità campionaria per ciascuna cella. Siamo ora nella condizione di analizzare la distribuzione dei redditi a partire dalle due caratteristiche di nostro interesse, istruzione dei genitori e impegno, condizionatamente alle differenze di genere e/o di localizzazione territoriale.

I dati sono comunque resi variabili da altre componenti non osservabili (fortuna o abilità) che possono confondere l'analisi della diseguaglianza. Per attenuare questo problema (omogeneizzando la distribuzione dei redditi come proposto nel paragrafo precedente), sostituiamo i redditi individuali con il reddito medio di ciascuna cella riportata in tabella 2 (10 decili × 5 tipi definiti dal background familiare × 2 macro-aree × 2 generi).

Dal momento che queste caratteristiche contribuiscono in massima parte alla diseguaglianza osservata, questa sostituzione non influenza particolarmente la diseguaglianza misurata, come si può notare confrontando i valori riportati in tabella 3, dove diversi indicatori di diseguaglianza sono calcolati sia sui dati grezzi che sui dati omogeneizzati. Da quella stessa tabella si nota come la diseguaglianza nei redditi è più elevata nelle regioni meridionali e nella componente maschile.

I risultati principali della nostra analisi sono riassunti in tabella 5 e nelle figure 1 e 2. Seguendo l'approccio per *tranche*, dove i tipi sono definiti sulla base dell'istruzione dei genitori, otteniamo che la diseguaglianza delle opportunità OI^e in Italia è pari a 0,0358, che rappresenta circa un terzo (29,1%) della diseguaglianza complessiva. Quando però consideriamo le due macro-aree del paese, la diseguaglianza delle opportunità è più elevata nelle regioni meridionali (0,01851) che in quelle settentrionali (0,01729). Tuttavia l'incidenza relativa è più elevata nel Nord, a causa della minor diseguaglianza complessiva. Si noti altresì che la diseguaglianza delle opportunità è più elevata agli estremi della distribuzione dei redditi (figura 1), dove per altro si manifestano più fortemente anche gli effetti della mobilità intergenerazionale (Checchi e Dardanoni, 2002).

Se a prima vista le due macro-aree sembrerebbero offrire analoghe condizioni di Eop, in realtà gli effetti di composizione nascondono profonde differenze. Ripetendo la scomposizione per generi, si mo-

Qui tabelle 2-3

Tabella 4 - Determinanti dei redditi (Shiw-Italia 1993-2000)

	1	2	3	4
	Nord	Centro-Sud	Nord	Centro-Sud
Donna	-0,255	-0,22	-0,278	-0,277
	(20,09)***	(16,07)***	(22,89)***	(21,00)***
Part-time	-0,814	-1,061	-0,746	-0,97
	(25,41)***	(33,08)***	(23,79)***	(31,02)***
Esperienza potenziale	0,061	0,059	0,06	0,056
	(17,75)***	(18,18)***	(17,62)***	(17,52)***
Esperienza potenziale al quadrato	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
	(15,92)***	(16,19)***	(12,72)***	(11,78)***
Genitore con licenza elementare (Isced 1)	0,067	0,235	0,002	0,133
	(3,22)***	(13,19)***	-0,11	(8,09)***
Genitore con licenza media (Isced 2)	0,181	0,368	0,049	0,172
	(7,47)***	(16,66)***	(2,09)**	(8,24)***
Genitore con diploma maturità (Isced 3)	0,265	0,518	0,051	0,209
	(9,60)***	(20,24)***	(1,87)*	(8,22)***
Genitore laureato (Isced 4-5-6)	0,389	0,67	0,043	0,288
	(8,93)***	(17,27)***	-0,98	(7,67)***
Anni di istruzione			0,058	0,065
			(28,53)***	(33,84)***
Osservazioni	7033	9357	7033	9357
R^2	0,32	0,31	0,4	0,39

Note: Ols - robust t-statistics in parentesi.
* significativo al 10%.
** significativo al 5%.
*** significativo all'1%.
Constante e *dummies* per anno di *survey incluse*.
La variabile dipendente è il *log* del reddito lordo da lavoro dipendente.

Tabella 5 - Decomposizione della diseguaglianza per macro-aree - Mean log deviation - approccio per «tranche»

Intera popolazione

	Diseguaglianza opportunità	Incidenza % diseguaglianza opportunità	Diseguaglianza impegno	Diseguaglianza totale (redditi lordi medi per area, genere, tipo e decile)	Diseguaglianza totale (redditi lordi effettivi)
Nord	0,01729	18,0%	0,078869	0,096159	0,10669
Centro-Sud	0,018518	16,6%	0,093169	0,111687	0,12218
Italia	0,035808	29,1%	0,087034	0,122841	0,11742

Uomini

	Diseguaglianza opportunità	Incidenza % diseguaglianza opportunità	Diseguaglianza impegno	Diseguaglianza totale (redditi lordi medi per area, genere, tipo e decile)	Diseguaglianza totale (redditi lordi effettivi)
Nord	0,004301	5,1%	0,080862	0,085163	0,09584
Centro-Sud	0,009868	10,0%	0,088921	0,098789	0,10991
Italia	0,007659	8,2%	0,085723	0,093383	0,10795

Donne

	Diseguaglianza opportunità	Incidenza % diseguaglianza opportunità	Diseguaglian-za impegno	Diseguaglianza totale (redditi lordi medi per area, genere, tipo e decile)	Diseguaglianza totale (redditi lordi effettivi)
Nord	0,003213	3,9%	0,079776	0,082989	0,09335
Centro-Sud	0,01087	9,3%	0,106614	0,117484	0,12685
Italia	0,007216	7,1%	0,093805	0,101021	0,11188

Figura 1 - Diseguaglianza delle opportunità per macro-regioni (Shiw-Italia 1993-2000)

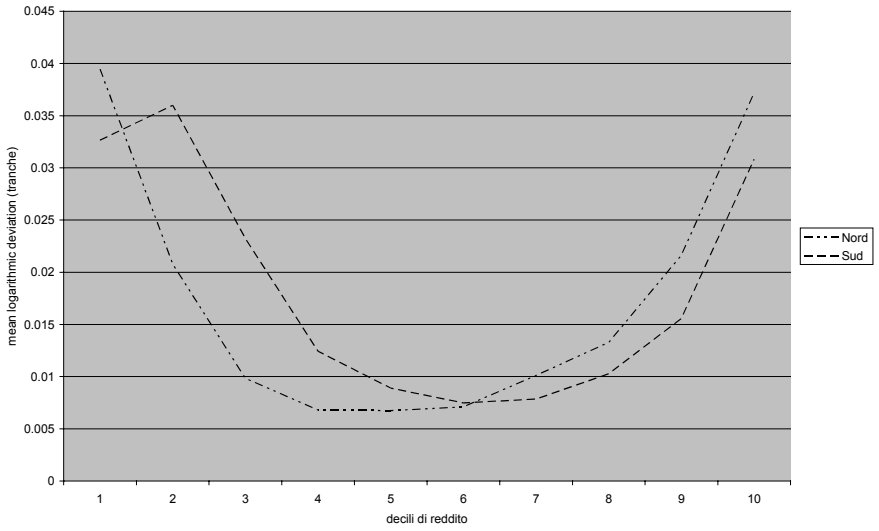

Figura 2 - Diseguaglianza delle opportunità per genere e macro-regioni (Shiw-Italia 1993-2000)

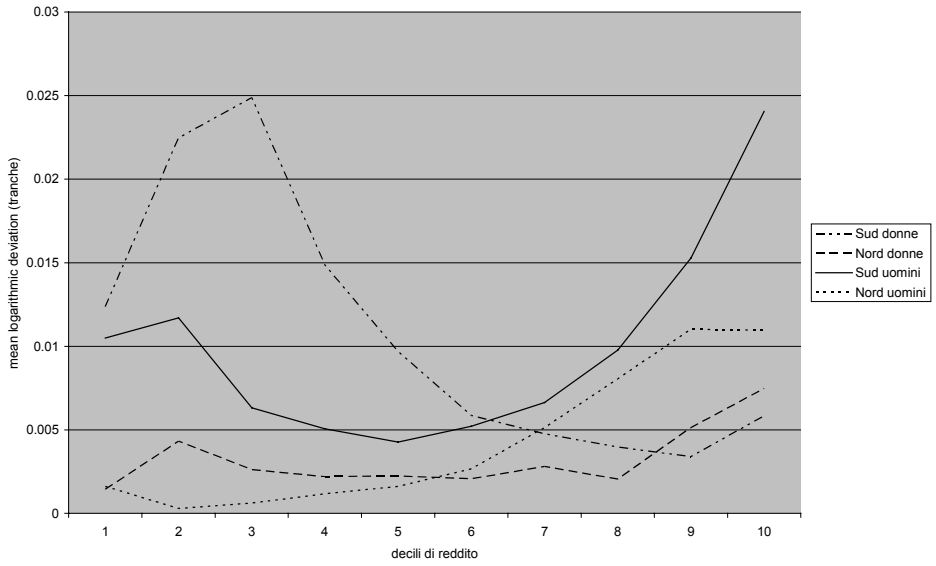

Tabella 6 - Decomposizione della diseguaglianza per macro-aree - Mean log deviation - approccio per «tipi»

Intera popolazione				
	Diseguaglianza negli impegni	Diseguaglianza delle opportunità	Incidenza % diseguaglianza opportunità	Diseguaglianza totale (redditi lordi medi per area, genere, tipo e decile)
Nord	0,091139	0,015549	14,57%	0,106688
Centro-Sud	0,107079	0,015101	12,36%	0,12218
Italia	0,10024	0,015293	13,24%	0,115533
Uomini				
	Diseguaglianza negli impegni	Diseguaglianza delle opportunità	Incidenza % diseguaglianza opportunità	Diseguaglianza totale (redditi lordi medi per area, genere, tipo e decile)
Nord	0,091847	0,003993	4,17%	0,09584
Centro-Sud	0,099836	0,010078	9,17%	0,109914
Italia	0,096666	0,007664	7,35%	0,10433
Donne				
	Diseguaglianza negli impegni	Diseguaglianza delle opportunità	Incidenza % diseguaglianza opportunità	Diseguaglianza totale (redditi lordi medi per area, genere, tipo e decile)
Nord	0,09026	0,003091	3,31%	0,093351
Centro-Sud	0,119559	0,007286	5,74%	0,126845
Italia	0,105576	0,005284	4,77%	0,11086

stra che la diseguaglianza delle opportunità colpisce maggiormente le donne nelle regioni meridionali, particolarmente nella parte bassa della distribuzione dei redditi. Gli uomini nella stessa regione tendono a subire lo stesso destino quando appartengono alla parte alta della distribuzione dei redditi locali (vedi figura 2). Questo tipo di differenziazione per genere e/o per posizione relativa nella distribuzione dei redditi non si manifesta nelle regioni settentrionali.

Così la diseguaglianza delle opportunità generata dalle origini familiari prende il doppio aspetto della discriminazione di genere e della stratificazione del mercato del lavoro. Questa dinamica sembrerebbe compatibile con l'idea che i genitori nelle regioni meridionali investono in modo differenziato nella formazione dei figli appartenenti a diversi generi. Se le famiglie investono maggiormente nei maschi in presenza di un mercato del lavoro stratificato sulla base delle reti familiari, allora i maschi troveranno una discriminazione crescente a partire dall'origine familiare man mano che salgono nella scala sociale dei redditi. Simmetricamente, le figlie femmine vengono lasciate indietro, più intensamente quanto più è bassa l'istruzione dei genitori. Questi risultati sono ovviamente influenzati dalla decisione di partecipazione al mercato del lavoro, che distorce i campioni per i quali osserviamo redditi positivi. Se gli individui anticipano il grado di discriminazione che subiranno a partire dalla loro origine sociale nel momento in cui valutano se entrare nel mercato del lavoro, allora osserveremo meno uomini nella parte alta della distribuzione dei redditi maschili meridionali e meno donne nella corrispondente parte bassa della stessa distribuzione. Questi indici quindi sottostimano la «vera» diseguaglianza delle opportunità, e possono essere presi come limite inferiore del valore vero. A nostra conoscenza non esiste un modo comunemente accettato per affrontare il problema di chi sta fuori dal mercato del lavoro nella misurazione delle diseguaglianza.

Come ulteriore conferma di quanto abbiamo trovato nella scomposizione della diseguaglianza, riportiamo anche una più tradizionale analisi delle determinanti delle retribuzioni, basata sul metodo della regressione multivariata (vedi tabella 4). Quando l'istruzione dei genitori è misurata con variabili *dummies*, si nota come i coefficienti relativi all'area centro-meridionale siano quasi doppi rispetto a quelli dell'area settentrionale (se escludiamo gli anni di istruzione dell'intervistato) e arrivano addirittura ad essere quattro volte superiori (quando includiamo gli anni di istruzione dell'intervistato). Questo ci suggerisce una possibile causa del perché la diseguaglianza delle opportunità possa essere superiore nel Mezzogiorno. Mentre nelle aree settentrionali il vantaggio familiare passa principalmente attraverso il favorire la formazione scolastica, nelle regioni meridionali esso sembra favorire anche l'ottenimento di occupazioni meglio retribuite a parità di scolarità posseduta. Si noti altresì che lo svantaggio retributivo delle donne aumenta quando teniamo conto della scolarità posseduta.

Abbiamo infine decomposto la diseguaglianza osservata anche se-

guendo l'approccio per «tipi» (vedi tabella 6). In questo caso la diseguaglianza delle opportunità raggiunge il 13,24% dell'intera diseguaglianza quando consideriamo l'intero paese. Quando consideriamo aree regionali questa quota appare più alta, ma si tratta nuovamente di un effetto compositivo. Basta infatti disaggregare per genere, per ritrovare il risultato che la diseguaglianza delle opportunità è più elevata nel Mezzogiorno per entrambi i generi. Facendo infine il confronto tra tabella 5 e tabella 6, si noti che l'approccio per «tipi» sottostima la diseguaglianza rispetto a quanto si ottiene seguendo l'approccio per «*tranches*».

5. Spunti conclusivi

In questo lavoro abbiamo mostrato come si possa dare applicazione empirica all'idea teorica di poter distinguere tra una diseguaglianza eticamente accettabile (perché basata su scelte individuali in termini di impegno) e una eticamente ingiusta (perché dovuta a circostanze indipendenti dalla volontà individuale). La diseguaglianza delle opportunità così misurata rende conto di quasi un terzo di quella complessivamente misurabile nei redditi da lavoro. Essa è più alta nel contesto delle regioni meridionali, che sono altresì caratterizzate da più elevata diseguaglianza, e penalizza in particolare la componente femminile. Il Mezzogiorno italiano sperimenta quindi il peggiore dei mondi possibili, in quanto un reddito pro capite mediamente più basso si accompagna con una più elevata quota di diseguaglianza inaccettabile sul piano etico, che penalizza i segmenti più deboli della forza lavoro (donne, redditi bassi). Questo può prodursi come doppio risultato della carenza di posti di lavoro ben remunerati nelle aree arretrate tecnologicamente e/o della loro assegnazione attraverso meccanismi di tipo clientelare. Tutto ciò bensì accorda con i dati relativi alla «fuga di cervelli» dalle regioni meridionali verso quelle settentrionali (Coniglio e Peragine, 2007). Tuttavia la migrazione interna non rappresenta una soluzione efficace al problema della diseguaglianza delle opportunità, se non a posteriori quando ormai le scelte formative sono già state effettuate. Infatti l'assenza di chiari meccanismi meritocratici nella assegnazione delle posizioni migliori nella società rappresenta un disincentivo all'impegno individuale. Questo può sicuramente essere migliorato nell'ambito del pubblico impiego, mentre è più difficilmente modificabile nel settore privato dell'economia. L'obiettivo di una società più fluida è ancora lontano dal suo conseguimento.

Riferimenti bibliografici

Aaberge R., Colombino U. e Romer J.E., 2003, *Optimal Taxation According to Equality of Opportunity: A Microeconometric Simulation Analysis*, Icer working paper n. 5.

Alesina A. e La Ferrara E., 2005, *Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities*, «Journal of Public Economics», vol. 89 (5-6), pp. 897-931.

Alesina A. e Glaeser E., 2006, *Fighting Poverty in the U.S. and Europe: A World of Differences*, Oxford University Press, Londra.

Arneson R., 1989, *Equality of Opportunity for Welfare*, «Philosophical Studies», n. 56, pp. 77-93.

Barry B., 1991, *Chance, Choice and Justice. In His Liberty and Justice: Essays in Political Theory*, vol. II, Oxford University Press, Oxford.

Betts J.R. e Roemer J.E., 1999, *Equalizing Opportunities through Educational Finance Reform*, University of California, Davis, mimeo.

Bourguignon F., Ferreira F.H.G. e Menendez M., 2003, *Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil*, Delta working paper n. 24.

Bourguignon F., Ferreira F.H.G. e Walton M., 2007, *Equity, Efficiency and Inequality Traps: A research Agenda*, «Journal of Economic Inequality», n. 5, pp. 235-256.

Bossert W., 1995, *Redistribution Mechanisms Based on Individual Characteristics*, «Mathematical and Social Sciences», n. 29, pp. 1-17.

Checchi D. e Dardanoni V., 2002, *Mobility Comparisons: Does Using Different Measures Matter?*, «Research on Economic Inequality», vol. 9, pp. 113-145.

Checchi, D. e Peragine V., 2005, *Regional Disparities and Inequality of Opportunity: The Case of Italy*, Iza discussion paper n. 1874/2005.

Cohen G.A., 1989, *On the Currency of Egalitarian Justice*, «Ethics», n. 99, pp. 906-944.

Coniglio N. e Peragine V., 2007, *Giovani a sud: tra immobilità sociale e mobilità territoriale*, in Coniglio N. e Ferri G., 2007, *Banche e Mezzogiorno*, Università di Bari - Banca Carime.

Dardanoni V., Fields G., Roemer J. e Sanchez Puerta M., 2006, *How Demanding Should Equality of Opportunity Be, and How Much Have We Achieved?*, in Morgan S.L., Grusky D.B. e Fields G.S. (a cura di), *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and Economics*, Stanford University Press, Stanford.

Dworkin R., 1981a, *What is Equality? Part 1: Equality of Welfare*, «Philosophy and Public Affairs», n. 10, pp. 185-246.

Dworkin R., 1981b, *What is Equality? Part 2: Equality of Resources*, «Philosophy and Public Affairs», n. 10, pp. 283-345.

Ferreira F. e Gignoux J., 2007, *Inequality of Economic Opportunity in Latin America*, mimeo.

Fleurbaey M., 1995, *Three Solutions for the Compensation Problem*, «Journal of Economic Theory», n. 65, pp. 505- 521.
Fleurbaey M. e Maniquet F., 2003, *Compensation and Responsibility*, in Arrow K., Sen A. e Suzumura K. (a cura di), *Handbook of Social Choice and Welfare*, Elsevier, New York.
Fleurbaey M., 2007, *Fairness, Responsibility, and Welfare*, Oxford University Press, Oxford.
Foster J.E. e Shneyerov A.A., 2000, *Path Independent Inequality Measures*, «Journal of Economic Theory», n. 91, pp. 199-222.
Goux D. e Maurin E., 2003, *On the Evaluation of Equality of Opportunity for Income: Axioms and Evidence*, mimeo, Insee.
Lefranc A., Pistolesi N. e Trannoy A., 2006a, *Inequality of Opportunities Vs Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike?*, working paper n. 54, Ecineq, Society for the Study of Economic Inequality.
Lefranc A., Pistolesi N. e Trannoy A., 2006b, *Equality of Opportunity: Definitions and Testable Conditions with an Application to France*, working paper n. 53, Ecineq, Society for the Study of Economic Inequality.
Moreno-Ternero J., 2007, *On the Design of Equal-Opportunity Policies*, «Investigaciones económicas», vol. 31, pp. 351-374.
O'Neill D., Sweet O. e Van De Gaer D., 1999, *Equality of Opportunity and Kernel Density Estimation: An Application to Intergenerational Mobility*, Economics Department working papers n. 950999, National University of Ireland, Maynooth.
Peragine V., 2002, *Opportunity Egalitarianism and Income Inequality: The Rank-Dependent Approach*, «Mathematical and Social Sciences», n. 44, pp. 45-64.
Peragine V., 2004a, *Measuring and Implementing Equality of Opportunity for Income*, «Social Choice and Welfare», vol. 22, pp. 1-24.
Peragine V., 2004b, *Ranking Income Distributions according to Equality of Opportunity*, in «Journal of Economic Inequality», vol. 2, pp. 11-30.
Peragine V. e Serlenga L., 2008, *Equality of Opportunity for Higher Education in Italy*, in Bishop J. and Zheng B. (a cura di) «Research of Economic Inequality», vol. 16 (in corso di stampa).
Pistolesi N., 2007, *Inequality of Opportunity in the Land of Opportunities*, 1968-201, mimeo.
Rawls J., 1971, *A Theory of Justice*, Harvard University Press, Cambridge, Ma.
Roemer J.E., 1993, *A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner*, «Philosophy and Public Affairs», n. 22, pp. 146-166.
Roemer J.E., 1998, *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge, Ma.
Roemer J.E. e al., 2003, *To What Extent Do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among Citizens?*, «Journal of Public Economics», n. 87 (3-4), pp. 539-565.

Ruiz-Castillo J., 2003, *The Measurement of Inequality of Opportunities*, in Bishop J. e Amiel Y. (a cura di), «Research in Economic Inequality», n. 9, pp. 1-34.
Van de Gaer D., 1993, *Equality of Opportunity and Investment in Human Capital*, tesi di dottorato, Università Cattolica di Lovanio.
Villar A., 2006, *On the Welfare Evaluation of Income and Opportunity*, «Contributions to Theoretical Economics», Berkeley Electronic Press, vol. 5.
Weymark J.A., 2003, *Generalized Gini Indices of Equality of Opportunity*, «Journal of Economic Inequality», vol. 1, pp. 5-24.
World Bank, 2006, *World Development Report 2006: Equity and Development*, The World Bank e Oxford University Press, Washington, Dc.