

# diseguaglianza e contrattazione del salario

tesi di laurea di Giovanni Bono

matricola 603639

relatore prof. Tito Boeri

correlatore prof. Daniele Checchi

università commerciale "Luigi Bocconi" - Milano - a.a. 1998/99



# Indice

# 1 Introduzione

La riflessione empirica degli economisti del lavoro di area anglosassone è stata spesso - ma nuovamente a partire dagli anni '80 - attratta nella zona di confluenza con lo studio delle relazioni industriali, e qui ha accumulato gli elementi di prova e perfezionato i meccanismi dimostrativi che concludono in favore di una relazione inversa fra l'ambito della contrattazione collettiva e la diseguaglianza dei salari.

Il mio lavoro è una rassegna critica della letteratura che ha partecipato a quell'accumulo e a quel perfezionamento.

## 1.1

Pur non avendo guadagnato - per lo meno nelle ultime dieci annate - una sintesi sul *Journal of Economic Literature* nè un capitolo proprio nell'*Hanbook of Labor Economics* curato nel 1986 da Ashenfelter&Layard - anche se il capitolo di Lewis (cap. 20 *Union relative wage effect*) ne dà conto - i risultati di questa letteratura sono riferiti con una certa ampiezza in manuali di economia del lavoro di largo impiego, come Hamermesh&Rees e Ehrenberg&Smith, formano rispettivamente un capitolo e un paragrafo dei manuali di teoria economica del sindacato di Hirsch&Addison e di Booth - probabilmente i due più importanti in circolazione - un capitolo di *What do unions do?* di Freeman&Medoff - di certo il più citato compendio sul sindacalismo statunitense - e sono routinariamente portati ad esempio nell'ultima edizione di un manuale di econometria classico come Johnston&DiNardo.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup>DiNardo è coautore solo dell'ultima edizione.

E pur non potendo rivaleggiare in ampiezza con il proprio ascendente diretto - la letteratura dedicata all'*effetto del sindacato sul salario* (medio) - come quello volentieri oltrepassano i confini dell'assetto istituzionale statunitense che erano, in origine, destinati a interpretare. Senza pretese di completezza e programmaticamente limitando l'attenzione ai contributi che riguardano Stati Uniti, Canada e Gran Bretagna, ne conto una trentina - pubblicati negli ultimi vent'anni da riviste accademiche o istituti di ricerca di buon nome. Ma almeno altri quindici che non cito - se non, per chauvinismo, quando riguardano l'Italia - applicano, con gli aggiustamenti del caso, la stessa strategia di indagine a contesti nazionali differenti.

Ancora, i risultati di questa letteratura hanno retto l'urto del recente dibattito sull'aumento della disegualianza salariale negli Stati Uniti e in Gran Bretagna. Dal confronto non sembra essere emerso un unico vincitore riconosciuto per tale, ma i sopravvissuti hanno dato prova di non poter essere facilmente vinti. Se l'opinione prevalente fra gli economisti - o almeno fra quelli che accettano l'aumento della disegualianza salariale come un fatto - fosse ben rappresentata da una qualche ponderazione di alcune tra le ipotesi formulate - una sorta di spiegazione *additiva* è probabile che, per consenso, il peso maggiore spetterebbe a spostamenti strutturali e *skill-biased* della domanda di lavoro, quanto improbabile che all'effetto distributivo del sindacato ne avrebbe uno nullo.

Si tratta, in somma, di una letteratura cui alcuni immediati rivelatori di consenso disciplinare e successo accademico consentono di attribuire un certo (1) *consolidamento* - per così dire. Tanto più che - circostanza piuttosto sorprendente se si fa mente locale alle opinioni in materia di autorità come

Hajeck e Friedman (vedi il punto 2.2.2 a p. 33) - i suoi risultati sono stati messi in discussione - almeno a mia notizia - raramente e piuttosto nel grado che nella qualità.

A un primo sguardo, è (i) *omogenea* - nel senso che uno stesso ben identificabile gruppo di strategie di indagine viene applicato a situazioni diverse e così continuamente messo alla prova - (ii) *endogamica* - nel senso che la maggior parte dei riferimenti che accompagnano i contributi sono rivolti al suo interno - e prevalentemente (iii) *empirica* - non ho rintracciato più di tre lavori esclusivamente teorici.

## 1.2

Le prime tre caratteristiche indicate sopra - consolidamento, omogeneità, endogamia - semplificano almeno la parte descrittiva del compito di rassegna. Ulteriori semplificazioni sono le scelte - la prima delle quali anticipata sopra - di prendere in considerazione solo i contributi relativi a Stati Uniti, Canada e Gran Bretagna e di non esaminare quelli precedenti l'articolo di Richard Barry Freeman *Unionism and the dispersion of wages*, pubblicato nell'ottobre del 1980 dalla *Industrial and Labor Relations Review* [?]. La convenienza è alla base di entrambe, e entrambe sono in una certa misura arbitrarie.

Di contro, una buona ragione per considerare quello di Freeman, se non un punto di partenza, quanto meno uno spartiacque naturale è la frequenza superiore alla norma delle citazioni che, a tutt'oggi, riceve. Per confronto: la *curva di sopravvivenza attesa* di un articolo esibisce, in economia politica, un picco a sei mesi circa dalla pubblicazione, sostanziale stabilità per un anno e un successivo rapido declino, così che dopo dieci anni solo una percentuale

irrisoria dei lavori continua ad essere citata [?].

Questo argomento suggerisce anche, se è in ordine una selezione che allo stesso tempo riduca l'ambito e la varietà della materia da vagliare, la scelta dello stesso contesto nazionale esaminato da Freeman - gli Stati Uniti. Canada e Gran Bretagna sono infine - per motivi opposti ma non perfettamente speculari - termini di paragone appropriati per l'esperienza statunitense.

Canada e Stati Uniti condividono una lunga frontiera, attraversata da consistenti migrazioni - definitive o pendolari - e si rassomigliano per cultura, istituzioni e benessere; sono ciascuno in testa alla classifica dell'interscambio commerciale dell'altro e a questi scambi non è rimasto estraneo l'assetto proprietario delle loro imprese; hanno sistemi di relazioni industriali simili per essere fortemente decentrati e per avere - dagli anni '30 - le istituzioni canadesi tradizionalmente riprodotto le pratiche di quelle statunitensi; ma, a partire dagli anni '70 il tasso di sindacalizzazione, che aveva in precedenza mostrato una dinamica presso che unica, è cresciuto o rimasto stabile in Canada e costantemente decresciuto negli Stati Uniti [?]. I forti tratti comuni indicano per questa e altre differenze fra i due paesi il possibile ruolo di *esperimenti naturali*.<sup>2</sup>

Gran Bretagna e Stati Uniti sono i due paesi che in anni recenti hanno sperimentato il maggiore incremento della diseguaglianza salariale [?]. Non ostante il quadro delle somiglianze e differenze sia in questo caso certamente più complesso che nel precedente, non ci sono ragioni per ritenere che a questo tratto comune facciano da sfondo differenze tali da consentire un'in-

---

<sup>2</sup>O almeno così hanno argomentato Card e Freeman [?] nell'introduzione a un volume da loro curato e intitolato *Small differences that matter*.

interpretazione speculare a quello. Al contrario, le forti affinità tra le politiche dei due paesi hanno plausibilmente prodotto, nello stesso momento in cui la diseguaglianza cresceva, una convergenza fra i sistemi di relazioni industriali.

### 1.3

La letteratura empirica - vale a dire, quasi tutta la letteratura rilevante - così selezionata può essere disposta - oltre che naturalmente per contesti nazionali - secondo il genere di basi di dati che interroga - simultanee, longitudinali o serie storiche - e l'unità di rilevazione dei dati - individuale o di impresa.

La maggior parte dei lavori ricava i propri risultati dall'analisi di basi di dati simultanee/individuali, spesso controllate a fronte dei risultati quelli ricavati da basi di dati longitudinali/individuali. In effetti, uno dei rari *teoremi* presentati da questa letteratura - ma si chiama teorema non senza ironia - afferma che le prime producono stime affidabili che indicano il limite superiore del *vero* effetto, mentre le seconde producono stime inaffidabili che indicano il suo limite inferiore [?].

La più diffusa strategia per estrarre informazioni dalle basi di dati simultanei/individuali consiste nella specificazione di equazioni del salario c.d. *Mincer-type* - il logaritmo del salario orario dipende linearmente da un insieme di variabili di capitale umano e di controllo - nella loro stima con la tecnica dei minimi quadrati ordinari - o separatamente per i lavoratori sindacalizzati e non o, avendo inserito fra i regressori una variabile dicotomica per l'affiliazione al sindacato, congiuntamente - e nella manipolazione della varianza condizionale stimata.

Al disegno di questa strategia corrisponde l'idea - sia che la si interpreti realisticamente o come semplice ipotesi di lavoro - che, rispetto al mercato, il sindacato altera una regola di determinazione del salario - *wage schedule* - che fissa la remunerazione di ogni caratteristica dei lavoratori - i *veri* coefficienti dell'equazione stimata. Ricombinando variamente le caratteristiche dei lavoratori sindacalizzati e non con le regole fissate mediante la contrattazione e il mercato, si ottengono diverse stime della varianza condizionale (dei logaritmi del salario orario) che corrispondono ad altrettanti situazioni ipotetiche.

Ad esempio, applicando alle caratteristiche di tutti i lavoratori la regola di mercato si ottiene la varianza che ipoteticamente corrisponde all'*assenza* del sindacato e, se è superiore alla varianza direttamente stimata, si può concludere che il sindacato riduce la dispersione salariale.

Se pure molto semplificato, questo è, tanto nella forma quanto nella sostanza, il risultato cui tipicamente la letteratura perviene.

Naturalmente, tutto il ragionamento si tiene attorno a una serie di ipotesi. Tra le altre: (i) che il salario sia una combinazione dei prezzi impliciti delle caratteristiche del lavoratore, (ii) che l'equazione del salario Mincer-type sia una buona specificazione, (iii) che non siano state omesse variabili rilevanti, (iv) che la regola salariale fissata dal sindacato non dipenda dalla presenza o dall'estensione del settore non sindacalizzato e che, viceversa, (v) la regola salariale fissata mediante il mercato non dipenda dalla presenza o dall'estensione del settore sindacalizzato. La (iii) e la (v) sono abitualmente soggette a scrutinio.

La (iii) viene discussa assumendo per ipotesi l'omissione di una variabi-

le con distribuzione nota - o equivalentemente: assumendo che esista una variabile non osservabile con distribuzione nota - correlata all'affiliazione al sindacato. Per questa via trovano spazio in letteratura rappresentazioni teoriche - per lo più modelli comportamentali, ad esempio il modello c.d. della lista d'attesa, per *job queues*, di Abowd e Farber [?] - che rendono endogena la scelta individuale<sup>3</sup> di aderire o meno al sindacato. Le basi di dati longitudinali/individuali citate sopra e i modelli di stima c.d. a effetti fissi con cui spesso vengono esaminate, servono proprio a rifiutare o accogliere le ipotesi sulla distribuzione delle quantità non osservabili, ed eventualmente a indicare la classe di modelli che potrebbe averle generate. Secondo il risultato più comune di questo genere di analisi, gli aderenti al sindacato sono positivamente selezionati sulla coda bassa e negativamente selezionati sulla coda alta della distribuzione di una quantità non osservabile e normalmente intesa come una capacità individuale del lavoratore. L'effetto di selezione non è in ogni caso mai sufficiente a spiegare la differente dispersione dei salari nel settore sindacalizzato e non.

La (v) viene di norma tenuta per falsa<sup>4</sup>, scontando questo limite nell'interpretazione dei risultati. Quello che si può ricostruire attendibilmente

---

<sup>3</sup>Occorre sottolineare che in effetti l'adesione al sindacato è, nel contesto statunitense, allo stesso tempo una scelta individuale presente e una scelta collettiva eventualmente passata.

<sup>4</sup>Ad esempio perchè la minaccia di sindacalizzazione induce le imprese del settore non sindacalizzato a mimare la regola salariale del settore sindacalizzato - c.d. *union threat effect* - o perchè, al contrario, l'eccesso di offerta di lavoro nel settore non sindacalizzato indotto dalla contrazione dell'occupazione nel settore sindacalizzato riduce il salario di equilibrio nel primo - c.d. *union spillover effect*.

combinando la regola salariale di mercato stimata e le caratteristiche di tutti i lavoratori - procedura cui sfuggono irrimediabilmente gli effetti di equilibrio economico generale - non è la dispersione salariale che prevarrebbe in assenza di sindacalizzazione ma una sua variante ridotta. Lo stesso argomento, nella letteratura che studia l'effetto del sindacato sul salario medio, porta a distinguere fra *wage gain* e *wage gap*.

## 1.4

La strategia di indagine descritta a grandi linee è quella adottata dalla maggior parte dei lavori considerati e contemporaneamente quella adottata dai lavori più lontani nel tempo. Non è difficile indicare il rapporto di parentela che la lega a quella che studia l'effetto del sindacato sul salario medio (vedi il punto 2.1 a p. 19), nè l'impatto esercitato, nella sua formazione, dai lavori di Freeman (vedi il punto 2.2 a p. 28). Il problema dell'effetto del sindacato sulla dispersione salariale rimanda, in questa prospettiva, a quello del ruolo relativo di istituzioni e mercato che ha - secondo l'interpretazione corrente - lungamente segnato la divisione fra le più importanti correnti interne alle discipline economiche negli Stati Uniti.

Una parte minoritaria e più recente della letteratura - e forse minoritaria perchè recente - ha sviluppato una strategia di indagine diversa, mantenendo almeno in parte l'idea di una regola salariale - alternativamente definita dalla contrattazione o dal mercato - e il genere di ragionamento *controfattuale* - come preferiscono chiamarlo alcuni di coloro che hanno proposto questa nuova strategia - che consente di svolgere. Le più rilevanti novità introdotte riguardano le tecniche di stima - semi-parametriche o non-parametriche con-

tro parametriche - e l'oggetto stimato - l'intera densità condizionale o una sua trasformazione, come la curva di Lorenz, contro la varianza condizionale.

I risultati delle due strategie sono coerenti tra loro nell'indicare che il sindacato riduce la dispersione salariale tra gli aderenti e quella complessiva. Il che, assieme al consenso della disciplina, autorizza forse a chiamare quei risultati fatti stilizzati. Allo stesso tempo, pone il problema della loro interpretazione.

## 1.5

La tendenza evolutiva della letteratura dalla più sperimentata strategia maggioritaria - che nel seguito chiamo *standard* - alla più recente strategia minoritaria - *alternativa* può essere razionalizzata entro un semplice schema.

In breve: (i) Lewis esibisce dei risultati empirici e li interpreta entro la coppia assenza/presenza del sindacato, cui fa corrispondere quella competizione/monopolio; (ii) Freeman e Medoff sdoppiano la corrispondenza accostando, attraverso una dimostrazione della sua *intrinseca* incompletezza, la coppia defezione/protesta.

La stessa separazione si produce sul terreno dell'analisi empirica, riportando in un certo senso al punto di partenza: (iii) quegli stessi risultati empirici presentati da Lewis non possono tuttavia essere reinterpretati immediatamente entro il nuovo quadro di corrispondenze ma (iv) vanno riformulati.

Una strategia di analisi empirica è infatti sempre una strategia di riduzione dell'informazione disponibile secondo un certo ordine concettuale. In generale è allora abbastanza ovvio e privo di conseguenze che dei risultati che

hanno preso forma da un certo ordine di concetti possano aver scartato come inutili delle informazioni rilevanti per un altro. Ma è meno ovvio se debba essere così anche quando - come in questo caso - i due ordini di concetti si sono sviluppati l'uno dall'altro.<sup>5</sup>

La *reformulazione* proposta in prima istanza da Freeman è la strategia di analisi empirica, poi divenuta in letteratura lo *standard*.

La differente riduzione dell'informazione operata dalla strategia *standard* è particolarmente semplice - almeno in prima approssimazione - da descrivere: mentre la letteratura sull'effetto distributivo del sindacato - e così la sua sintesi più compiuta, il lavoro di Lewis - appuntava l'attenzione sulla media condizionale della distribuzione del salario, la letteratura che, dopo Freeman, ha esaminato lo stesso problema lo ha fatto considerando rilevanti entrambi i primi due momenti di quella distribuzione, ma concentrandosi in particolare sulla varianza condizionale. La strategia che descrivo più avanti e che chiamo *alternativa*, guarda invece - in senso letterale, perchè non sono numeri ma oggetti grafici - all'intera distribuzione condizionale del salario.

Le ipotesi sulla forma della distribuzione del salario (log-normale) e le specificazioni del modello parametrico (log-lineare) per stimare - a partire dai dati empirici e dall'ipotesi distributiva detta - i momenti condizionali sono invece rimaste, nel passaggio, le stesse.

Di qui le principali difficoltà di interpretazione.

---

<sup>5</sup>Con un lessico non appropriato alle circostanze, si direbbe che è meno ovvio perchè la tecnica statistica o econometrica che ha prodotto quei risultati li ha allo stesso tempo *reificati*.

### 1.5.1

Il primo problema ha a che fare con il modello *normativo* contro cui, implicitamente, la maggior parte delle analisi tende a misurare l'*effetto del sindacato*.

Il senso dell'affermazione di un *effetto* dell'attività sindacale sulla distribuzione del salario dipende dalla capacità di immaginare la stessa distribuzione in *assenza del sindacato*. L'ipotesi che - per così dire: tradizionalmente - assolve questo ruolo è quella di determinazione competitiva del salario.

L'equazione del salario e le ipotesi distributive che reggono la procedura di stima nel *caso* standard derivano proprio da una variante dell'ipotesi competitiva.

Se si disponesse di una decisiva evidenza in favore di quella ipotesi, o di ragioni teoriche incontrovertibili a suo favore, l'adesione sarebbe naturalmente giustificata ma, credo, non priva di conseguenze. Il concetto di disegualianza infatti - in un certo senso il modello *normativo* contro cui esplicitamente tutte le analisi misurano l'*effetto del sindacato* - poggia su un'idea di giustizia. Se vale l'ipotesi competitiva, devono valere anche i più importanti teoremi che la legano a *quella stessa* idea di giustizia, così che la disegualianza nel mercato del lavoro non potrebbe essere altro se non un allontanamento dalla determinazione competitiva del salario - vale a dire, contro l'evidenza, l'effetto del sindacato - o una conseguenza delle dotazioni dei lavoratori.

Non è tuttavia questo il caso. L'evidenza in favore dell'ipotesi di determinazione competitiva del salario è debole se non contraria e altrettanto le ragioni teoriche in suo favore. Come detto sopra, inoltre, la letteratura considera piuttosto concordemente impossibile tradurre operativamente questa

ipotesi.

Per valutare appieno le conseguenze della sua introduzione sembra allora opportuno modificare i termini del problema e mettere a tema quello che effettivamente la letteratura empirica - eventualmente cercando altro - trova: la relazione statistica fra la diseguaglianza e il modo della contrattazione del salario. Una variante estremamente semplificata di questa relazione basta a mostrare che quelle ipotesi impongono ai dati una struttura troppo rigida e entrano in conflitto con alcune fondamentali proprietà normalmente associate all'idea di diseguaglianza, in particolare la simmetria. E dunque a giustificare il suo abbandono nel caso *alternativo*.

L'assenza - o la parsimonia - delle ipotesi distributive e le caratteristiche delle procedure di stima della strategia *alternativa*, infine, rendono dubbia l'affermazione secondo la quale la strategia *standard* può essere giustificata ricorrendo al principio di prudenza della'analisi empirica.

### 1.5.2

Le stesse osservazioni svolte nel punto precedente contro la incorporazione di un modello normativo implicito nelle ipotesi distributive, possono allora essere rovesciate e rivolte contro un'interpretazione dell'attività sindacale - come quella canonicamente riferita dalla letteratura e consistente nella traduzione, dovuta ancora a Freeman, dello schema *exit-voice-loyalty* di Hirschmann - che incorpora lo stesso modello normativo. Secondo questa interpretazione, in sostanza, l'effetto egualitario del sindacato deriva dal peso decisivo - dittatoriale - dell'iscritto mediano nella determinazione del salario collettiva, che la distanzia dalla determinazione competitiva dominata al

contrario dal lavoratore marginale.

### 1.5.3

La caratteristica della distribuzione del salario di cui si indaga l'origine, stabilendo una relazione con i meccanismi di determinazione del salario è la sua *dispersione*. Questo termine è in letteratura correntemente usato come sinonimo di diseguaglianza, e ci sono buone ragioni per ritenere che quest'ultimo sia il concetto appropriato. Se non altro, misurare la dispersione non ha senso se non ci sono ragioni specifiche per interessarsi alle sue conseguenze. Anche se è possibile immaginare le conseguenze economiche della dispersione - ad esempio lo fanno alcuni modelli di incentivazione e di ricerca - non sembrano essere quelle che la letteratura cerca.

Il terzo è dunque un problema di coerenza costruttiva e di appropriatezza statistica degli indici di dispersione utilizzati.

Nella maggior parte dei casi gli indici o le procedure proposte sono in disaccordo con proprietà desiderabili delle misure di diseguaglianza - procedure che violano il principio di simmetria, indici che violano il principio dei trasferimenti.

## 2 Ascendenti

### 2.1 Lewis

La quarta di copertina della *survey* di Huey Gregg Lewis - economista del lavoro che appartiene alla c.d. *Chicago old school* - sull'impatto relativo del sindacato sul salario (*union relative wage effect*) non potrebbe, anche volendola rispettosa della tradizione editoriale anglosassone, riferire enfaticamente l'accoglienza tributata alle pagine che la precedono. Le recensioni sono così unanimemente entusiaste e l'aggettivazione dei riferimenti così rigidamente compresa nell'arco semantico fra *astonishing* e *path-breaking*, che ogni scelta ne varrebbe un'altra qualsiasi. Con il libro di Freeman e Medoff (vedi il punto 2.2 a p. 28) la *survey* di Lewis forma, per quanto ho visto, una coppia di riferimenti pressoché obbligati di tutta la letteratura successiva sull'argomento - non solo in economia politica, non solo in area anglosassone. Qui descrivo alcuni aspetti della versione "molto condensata" [?] che compare nell'*Handbook of Labor Economics* curato da Ashenfelter e Layard [?].

Il lavoro di Lewis "... passa in rassegna gli studi empirici della differenza relativa fra il salario contrattato dal sindacato e quello non contrattato dal sindacato (*union/nonunion relative wage differential*), o *wage-gap* come lo ha chiamato Mincer, negli Stati Uniti per il periodo 1967-79". Quella che Lewis chiama sin troppo sobriamente "rassegna" persegue, a un tempo, due obiettivi distinti: indicare lo stato dell'arte e lo stato delle cose. Il primo é una vasta collezione di studi classificati secondo la base di dati e il modello statistico. Il secondo é il consenso ipoteticamente espresso da quegli studi. Non un'astratta e inattingibile verità, ma *la* concreta e perfettibile conoscen-

za della comunità scientifica. Lewis estrae il secondo dal primo applicando estensivamente una *tecnica probatoria forense* per separare il certo dall'incerto e riassumerlo in un numero. La selezione é rigorosa - é necessario ma sufficiente un dubbio empiricamente fondato per rendere incerto un risultato: *testimonianze* discordi si elidono - la ricostruzione condotta con minuzia - tutti e 134 i risultati certi sono resi omogenei fra loro ricorrendo a risultati a loro volta certi: la *prova* riassume i tratti costanti delle *testimonianze* concordi - e la mole di lavori passata in rassegna immensa. Ma le conclusioni sono coerentemente provvisorie quanto al *vero* stato delle cose:

Dunque, posso ora abbandonare l'aggettivo "tentativi" che ho usato per descrivere questi risultati. Naturalmente, sono molto più persuaso del 14% di media fra 1967 e 1979 che non dei singoli valori annuali, oscillanti fra l'11% e il 18%. Ho descritto queste stime come "limiti superiori" ... perché credo che in generale siano distorte verso l'alto ... Non escludo che nel periodo 1967-79 il *wage-gap* medio si sia attestato effettivamente sul 14%, ma sospetto che fosse più basso. Di quanto? Mi piacerebbe saperlo.  
[?]

Se ad essere *forense* fosse, assieme alla *tecnica probatoria*, anche il contesto entro cui Lewis svolge il suo ragionamento, agli *avvocati della controparte* difficilmente sarebbe sfuggito il progressivo slittamento dell'*imputazione*. Dall'effetto relativo del sindacato sul salario (*union relative wage effect*), alla differenza relativa fra il salario contrattato dal sindacato e quello non contrattato dal sindacato (*union/nonunion relative wage differential*), o *wage-gap*,

al *wage-gap* riformulato in termini individuali. È attorno a quest'ultimo che Lewis produce in effetti i suoi *mezzi di prova*:

Per un singolo lavoratore il *wage-gap* é l'eccesso del salario che percepirebbe se fosse coperto da un contratto collettivo su quello che percepirebbe se non fosse coperto, date le sue condizioni di lavoro.

Lewis supplisce con l'usuale rigore alla mancanza del *dibattimento*, discutendo e parzialmente accogliendo l'*obiezione*. Per inciso, credo sia proprio la capacità di annettere al testo un contesto ipotetico coerente che rende a buon diritto *classico* il suo lavoro. Quelli che Lewis usa per spiegare i due slittamenti potrebbero essere chiamati l'argomento del *testimone credibile* e l'argomento della *differenza fra le differenze*.

### 2.1.1 Il testimone credibile

Le diverse specificazioni (delle stime) del modello statistico designato da Lewis "Micro-OLS-CS" - per la natura dell'informazione: dati individuali (*micro*) istantanei (*cross section*); e il metodo di stima: minimi quadrati ordinari (*ordinary least squares*) - sono riassunte dall'equazione:

$$\ln w = \hat{a}_n + \hat{\mathbf{b}}_n \mathbf{x} + U(\hat{a}_u - \hat{a}_n + (\hat{\mathbf{b}}_u - \hat{\mathbf{b}}_n) \mathbf{x}) + \epsilon \quad (1)$$

dove  $w$  é il salario di un lavoratore,  $\mathbf{x}$  un vettore di caratteristiche sue e del suo impiego,  $U$  lo *union-status* (eguale a uno se il lavoratore é coperto da un contratto collettivo, a zero altrimenti),  $\epsilon$  il residuo della stima e vettori e scalari col cappuccio sono coefficienti stimati, relativi al settore indicato in basso (u per *union* n per *nonunion*). Se la varianza dei residui, in media

nulli per costruzione, é trascurabile (sia per grandezza sia per struttura) il *wage-gap* per un singolo lavoratore é:

$$M \equiv E[\ln w_u - \ln w_n | \mathbf{x}] = \hat{a}_u - \hat{a}_n + (\hat{\mathbf{b}}_u - \hat{\mathbf{b}}_n)\mathbf{x} \quad (2)$$

La stima del *wage-gap* per l'intera economia é:

$$\bar{M} = \hat{a}_u - \hat{a}_n + (\hat{\mathbf{b}}_u - \hat{\mathbf{b}}_n)\bar{\mathbf{x}} \quad (3)$$

dove il tratto orizzontale sopra le variabili indica la media (e la trasformazione dai logaritmi in differenza percentuale può essere ottenuta con la formula  $100(e^{\bar{M}} - 1)$ ).

Le *testimonianze* credibili - cioè quelle selezionate da Lewis nel modo che ho descritto sopra - hanno la forma della (1), e non possono che condurre al *wage-gap* riformulato in termini individuali, come nella (2) o nella (3), così giustificando il secondo slittamento.

### 2.1.2 La differenza fra le differenze

Si immagini un'economia statunitense differente dall'attuale per le leggi riguardanti sindacato e contrattazione collettiva. In particolare, in questa economia ipotetica una legislazione "anti-trust" avrà da tempo reso i sindacati ininfluenti sui salari. In questa economia potrebbe esserci spazio per sindacato e contrattazione collettiva, ma entrambi sarebbero compatibili con la competizione nel mercato del lavoro. Penso che sia questo contrasto fra sindacato monopolista e competitivo che Io e numerosi altri abbiamo in mente quando indichiamo il contrasto fra "presenza" e "assenza" del sindacato.

**2.1.2.1** L'esperimento concettuale cui Lewis invita è stato molto vicino a diventare realtà nel 1947 quando, nel corso della discussione del *Taft-Harley Act*, il Senato americano ha respinto con un solo voto di scarto il *Bell Amendment*, che avrebbe proibito ai sindacati di contrattare a nome di lavoratori impiegati in imprese di aree metropolitane diverse. In anni più recenti sono state a più riprese presentate proposte di legge analoghe, senza però mai raccogliere lo stesso consenso. La circostanza è riferita in [?]. Lo stesso Lewis ha sostenuto in un articolo del 1951 [?] l'opportunità del *Bell Amendment*:

... Il *Taft - Hartley Act* è pressochè interamente una legislazione rivolta a eliminare o regolare *bad practices* ... a dispetto del frequente uso delle parole "monopolio del lavoro" nei dibattiti, l'Atto non è stato veramente "pensato" per ridurre il potere di monopolio e non lo ha fatto. [?]

In quel contesto Lewis è anche molto chiaro sulle ragioni che avrebbero dovuto indurre i senatori americani a preferire l'assenza - nel senso precisato sopra - alla presenza del sindacato:

Il monopolio del lavoro è protezionismo economico privato essenzialmente dello stesso tipo che il monopolio privato di impresa e ha le stesse conseguenze: minore produzione e occupazione nell'area protetta e l'opposto in quella non protetta. Le ragioni contro il primo sono le stesse che militano contro il secondo e sono in generale le ragioni per un ordine economico libero e decentrato ... Ma le regole del gioco in questo paese non sono

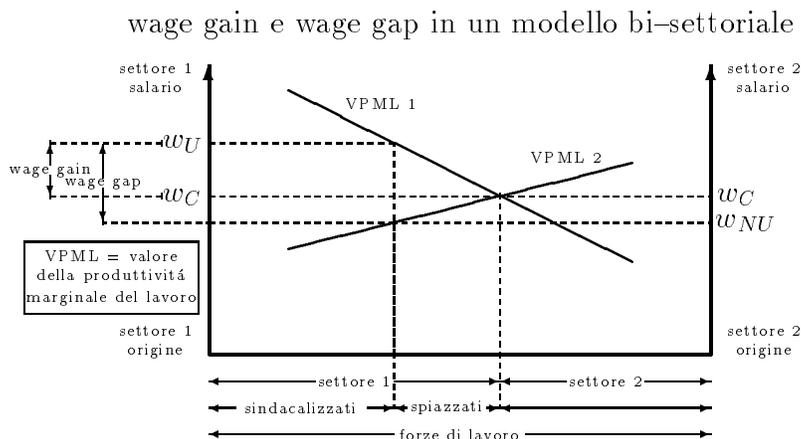
neutrali nei confronti del monopolio privato del lavoro. In vari modi ... lo proteggono dalle forze che diversamente tenderebbero a distruggerne il potere. ... Ma regole neutrali non eliminerebbero il problema del monopolio. ... Un approccio più fecondo alla legislazione del lavoro antimonopolistica é, Io credo quello di limitare la dimensione delle unità di contrattazione collettiva e di vietare la collusione tra queste.

... é utile pensare al monopolio come potere di tassare. I monopolisti privati incontrano dei limiti alla loro possibilità di imporre tasse nelle leggi contro il *racket* e l'estorsione, che in effetti li costringono a camuffare quelle tasse come pagamenti per reali beni e servizi. Così le tasse di un "monopolio del lavoro" sono "camuffate" come pagamenti per i servizi di dipendenti che sono di norma membri del sindacato. É tuttavia difficile sostenere questa finzione a meno che il pagamento della tassa non vada in principio dal datore di lavoro ai dipendenti approssimativamente in proporzione ai servizi resi da questi ultimi. I sindacati sono così costretti a fare affidamento largamente, anche se non esclusivamente su "tasse sul salario" - saggi salariali maggiori di quelli che il datore di lavoro pagherebbe altrimenti. Ma una tassa sul salario complica il razionamento degli introiti ... fra i membri del sindacato. Se il loro intero ammontare fosse pagato direttamente al sindacato la divisione ... sarebbe un affare privato ... del sindacato ... D'altro lato, introiti fiscali che vanno direttamente ai dipendenti come maggiori salari possono essere levati dal

sindacato solo razionando contemporaneamente l'impiego. [?]

**2.1.2.2** Presumibilmente, queste stesse ragioni rendono secondo Lewis pensabile quella “diversa economia americana” e orientano l'interpretazione della differenza relativa fra il salario contrattato dal sindacato e quello non contrattato dal sindacato. Lewis fa infatti seguire all'esperimento concettuale la distinzione fra *wage gain* - la differenza fra il salario percepito da un lavoratore iscritto al sindacato nella situazione attuale e quello che percepirebbe nella situazione ipotetica - e *wage gap* - come detto sopra, la differenza fra il salario percepito da un lavoratore iscritto al sindacato e quello percepito da un lavoratore non iscritto al sindacato ma per altro indistinguibile dal primo.

Il grafico qui sotto rappresenta<sup>6</sup> i due concetti nel quadro di una semplice economia bi-settoriale.



Per ipotesi i lavoratori sono in tutto equivalenti e l'offerta di lavoro totale è fissa - perfettamente inelastica - e eguale alla distanza fra gli assi verticali.

---

<sup>6</sup>Ricalcando [?]

In assenza di sindacato dunque, la condizione di eguaglianza tra la produttività marginale espressa in valore e il salario li spartisce fra i due settori in corrispondenza dell'intersezione fra le curve di domanda di lavoro e di un salario  $w_C$ . L'effetto della sindacalizzazione di un settore - rappresentato nel grafico per il settore 1 - è di portare il salario da  $w_C$  a  $w_U$  contemporaneamente riducendo l'occupazione e così dirottando un certo numero di lavoratori - gli *spiazzati* del grafico: per semplicità si può supporre che siano estratti a sorte - verso l'altro settore. L'aumento dell'offerta di lavoro nel settore non sindacalizzato provoca la riduzione del salario da  $w_C$  a  $w_{NU}$ .

$w_C$  non è naturalmente osservabile - forse per quell'unico voto - e la catena di ipotesi necessarie per passare da questa stilizzazione a una ricostruzione di  $w_C$  per l'economia americana - vale a dire per stimare un modello di equilibrio economico generale<sup>7</sup> - è troppo lunga e malcerta perchè Lewis possa ammetterla come evidenza, anche solo congetturale.

Lewis avvisa dunque che le stime dello *union/nonunion relative wage differential* non vanno confuse per stime del *wage-gain*, e caratterizza la differenza fra le due con la stessa analogia impiegata nell'articolo del '51:

Il *wage-gap* ... è simile al cuneo introdotto dalle tasse che gravano sulla busta paga fra il salario pre-tassazione e quello post-tassazione, mentre il *wage-gain* è simile alla differenza fra il

---

<sup>7</sup>DeFina [?] stima un modello di equilibrio economico generale dell'economia americana specificato numericamente e lo risolve alternativamente ammettendo differenze di salario fra lavoratori sindacalizzati e non ed escludendole - vale a dire: in "presenza" e "assenza" di sindacato. Il risultato dell'esclusione delle differenze è un "ampio spettro di aggiustamenti di prezzi e quantità di equilibrio". La perdita di efficienza complessivamente associata al sindacato secondo da DeFina è dell'ordine dello 0,2% del Prodotto Interno Lordo.

salario pre-tassazione e quello post-tassazione ... da un lato, e il salario che sarebbe pagato in assenza di tassazione dall'altro.

La *differenza* fra *wage gain* e *wage gap* ha così un'importanza *cruciale* per l'interpretazione delle testimonianze - è, in questo duplice senso, la differenza fra le differenze - e giustifica il primo slittamento dell'imputazione.

## 2.2 Freeman e Medoff

Rispetto alla *survey* di Lewis, *WHAT DO UNIONS DO?* [?] di Richard Barry Freeman e James Medoff - come detto sopra: l'altro della coppia di riferimenti obbligati - immagina per sè un uditorio differente. Per indulgere l'ultima volta nell'analogia di cui ho abusato nel punto precedente, Lewis parla ai giurati in camera di consiglio mentre Freeman e Medoff si rivolgono direttamente all'opinione pubblica<sup>8</sup> arrivando a mettere in dubbio, se non il *dispositivo* della sentenza o il fatto che accerta, la sua equanimità.<sup>9</sup> La *survey*

---

<sup>8</sup>Anche se con intenzioni diverse da quelle che motivano l'analogia, in qualche modo gli stessi Freeman e Medoff autorizzano il suo uso ricorrendo, nella presentazione del loro lavoro, a una formula del genere: "Infine, l'opinione pubblica (*general public*) vedrà che nella sfera economica i sindacati riducono la disegualianza salariale . . . "

<sup>9</sup>Se presa alla lettera, la ricostruzione del dibattito cui questa analogia serve è banalmente falsa. La *survey* di Lewis appare infatti nel 1986, mentre *WHAT DO UNIONS DO?* è del 1984 [?]. D'altra parte, la prima costruisce su risultati accumulati collettivamente dagli economisti grosso modo nei dieci anni precedenti, mentre la seconda è innovativa. Per questo credo che l'ordine di presentazione - e l'idea, con esso veicolata, che una risponda all'altra - interpreti meglio il senso dei due contributi, che del resto sono nell'economia del mio lavoro rappresentativi di un *cambio di ottica* condiviso in senso più largo - anche se naturalmente non unanime - dalla comunità degli economisti. La data di pubblicazione non sarebbe tuttavia un argomento decisivo neppure se l'obiettivo fosse quello di una ricostruzione puntuale e cronologicamente esatta. In primo luogo, la *survey* di Lewis ne aggiorna un'altra - analoga e altrettanto celebrata - datata 1963. In secondo luogo, scrivendo *WHAT DO UNIONS DO?* Freeman e Medoff avevano accesso alle bozze di lavoro di Lewis. Un problema distinto è ma forse più importante è se, ammesso che la ricostruzione per cui Freeman e Medoff seguono a Lewis sia corretta, la successione sia da leggere come un *passo in avanti* della conoscenza disciplinare, o non invece come un relativo *guadagnare e perdere terreno* di posizioni che storicamente si fronteggiano nella

di Lewis<sup>10</sup> sembra infatti portare nelle proprie premesse un pregiudizio - che sia l'interpretazione che suggerisce, come ho cercato di mostrare nel punto 13 a p. 31 o semplicemente la messa a fuoco:

gli economisti impegnati a quantificare gli effetti economici della contrattazione collettiva hanno messo a fuoco presso che esclusivamente l'effetto monopolistico del sindacato sui salari, sviluppando una ampia e importante letteratura ... e poichè gli incrementi monopolistici del salario sono socialmente dannosi - è infatti possibile attendersi che inducano tanto inefficienza quanto diseguaglianza - la maggior parte degli studi economici ha, implicitamente o esplicitamente, giudicato i sindacati una forza socialmente negativa. [?]

Il punto di attacco di Freeman e Medoff è immediatamente il giudizio sulle "conseguenze sociali dell'attività sindacale". E queste ultime possono essere desiderabili o indesiderabili, positive o negative. Un esame equanime dovrebbe consentire ai fatti di parlare tanto a favore quanto contro il sindacato

---

conoscenza disciplinare.

<sup>10</sup>Verso il quale per altro Freeman, che è stato suo allievo, riconosce un debito intellettuale. Prima di studiare con Lewis, Freeman aveva avuto per maestro John Dunlop, figura centrale dello studio istituzionale delle relazioni industriali negli Stati Uniti. Freeman descrive il campo degli studi statunitensi dell'attività sindacale in cui si è formato come insanabilmente "... diviso tra gli studi di caso istituzionalisti alla maniera di Dunlop e le analisi econometriche del salario della scuola di Lewis" [?]. I due volti del sindacalismo sono in un certo senso i volti dei suoi due maestri.

... riconoscendo che i sindacati hanno due volti, e ciascuno porta a un diverso punto di vista sull'istituzione: un volto di *monopolista*, associato al potere di monopolio che consente loro di elevare i salari, e un volto di *voce collettiva/risposta istituzionale*, associato al ruolo di rappresentare i lavoratori iscritti all'interno delle imprese. [?]

### 2.2.1 Due volti

Alla radice dell'idea dei due volti del sindacato c'è un argomento analogo alla c.d. critica di Coase della teoria neoclassica dell'impresa - analogia che è piuttosto naturale per due economisti di scuola harvardiana come Freeman e Medoff. Come quella, questo argomento attacca l'inconsistenza logica tra il primato in termini di efficienza del meccanismo di formazione dei prezzi competitivo - più esattamente: della sua variante neoclassica - e la sopravvivenza di meccanismi allocativi che sfruttano veicoli di informazione diversi dai prezzi.<sup>11</sup> Mentre tuttavia l'impresa - oltre che nella realtà - sopravvive direttamente nelle ipotesi della teoria neoclassica - così che l'inconsistenza è di ordine puramente logico - lo statuto teorico del sindacato è meno chiaramente definito. La sua sopravvivenza pratica - anche se in anni recenti sembra piuttosto stentata - basta comunque a contraddire tanto l'idea che i

---

<sup>11</sup>Occorre sottolineare che questo tipo di critica poggia sull'argomento ontologico che i meccanismi più efficienti tendono necessariamente a prevalere in virtù della loro efficienza. Questo argomento è a sua volta in stretta relazione con l'idea - tutt'altro che ovvia ma fondativa per il ragionamento di Freeman e Medoff - che le conseguenze sociali dell'attività sindacale possano essere o positive o negative.

salari siano il meccanismo allocativo perfettamente efficiente per il mercato del lavoro e quella che il sindacato sia essenzialmente un monopolista.

Esistono diverse possibili vie di uscita da questa inconsistenza logica. Quella che sembra indicare Lewis quando afferma - vedi il punto a p. 31 - che “le regole del gioco in questo paese non sono neutrali nei confronti del monopolio privato del lavoro” sembra piuttosto un regresso, perchè spiega la sopravvivenza di un’istituzione con l’esistenza di un’istituzione di ordine superiore, per la quale si porrebbe evidentemente lo stesso problema di sopravvivenza che per la prima. Freeman e Medoff cercano nella direzione opposta. Ipotizzano cioè che il sindacato assolva efficientemente - più di quanto potrebbe fare il mercato - una diversa *funzione* allocativa o in senso lato economica. Così come - ancora, in parziale analogia con la critica di Coase e i suoi successivi sviluppi - l’impresa sostituisce l’autorità ai prezzi per organizzare la produzione - minimizzando i costi di transazione, o qualche altra cosa - il sindacato affianca al salario - e alla autorità - un meccanismo politico di rappresentanza per la regolazione del rapporto di lavoro. Il che<sup>12</sup> rende conto della necessità del suo secondo volto.<sup>13</sup>

---

<sup>12</sup>In combinazione con un principio di parsimonia esplicativa.

<sup>13</sup>Merita di essere riconsiderato a questo punto l’esperimento concettuale proposto da Lewis - vedi ancora il punto a p. 31 - per introdurre la distinzione fra *wage gain* e *wage gap*. Lewis esplicitamente ammette che il sindacato possa assolvere altre funzioni rilevanti oltre quella di monopolista. Conseguentemente, nella situazione ipotetica che propone di immaginare, il sindacato, pur privato del potere di monopolio, continuerebbe ad esistere. Ma o che (1) la necessità del secondo volto del sindacato *discende* dall’ipotesi di esistenza del primo, e cade con lei. La corrispondente funzione economica del sindacato dovrebbe così essere assolta altrimenti. E quello che è certo per il ragionamento svolto sopra, è che se fosse assolta ricorrendo a un meccanismo di mercato si avrebbe una perdita di

Questa sede non è quella appropriata per discutere in termini generali quale sia (i) la *funzione* economica che supplementa il potere di monopolio del sindacato - tra le altre possibilità Freeman e Medoff citano la fornitura di beni pubblici, come ad esempio potrebbe essere la sicurezza sul lavoro, la comunicazione fra lavoratori e direzione di impresa e si potrebbe forse aggiungere l'estrazione di eventuali rendite non competitive del settore organizzato, anche se quest'argomento ha nel loro ragionamento un ruolo diverso - come sia possibile (ii) dimostrare che questa funzione può essere assolta in modo più efficiente da un meccanismo politico rispetto a quanto non farebbe un meccanismo di mercato - Freeman e Medoff ricorrono tra l'altro ad argomenti come la sub-ottimalità della produzione di beni pubblici se il meccanismo allocativo è il mercato, il timore di ritorsioni che potrebbe indurre i lavoratori a non rivelare le proprie preferenze, l'incompletezza dei contratti - nè se (iii) le funzioni eventualmente individuate e l'ipotetico *guadagno* di efficienza siano in qualche modo verificate empiricamente - quello che è poi l'oggetto principale di *WHAT DO UNIONS DO?*.

È invece opportuno dare conto di alcuni aspetti dello schema concettuale - proposto per la prima volta in [?] - cui Freeman e Medoff affidano il compito di rappresentare l'antinomia fra volto di *monopolista* e di *voce collettiva/risposta istituzionale*, contemporaneamente mostrando la connessione tra i primi due problemi descritti sopra e il terzo.

---

efficienza. Oppure (ii) la necessità del secondo volto del sindacato non *discende* dall'ipotesi di esistenza del primo, e dunque non può essere la soluzione dell'inconsistenza logica. Il che riporta al regresso detto sopra. Più concretamente (iii) è piuttosto implausibile che un sindacato privato della possibilità di influire sul salario possa anche solo sopravvivere.

## 2.2.2 Defezione e protesta

Come Hirschmann ha mostrato nel suo importante libro *Exit, voice<sup>14</sup> and loyalty*, le società hanno due basilari meccanismi per affrontare i problemi economici e sociali. Il primo è il classico meccanismo di uscita/entrata, secondo il quale gli individui reagiscono a divergenze tra le condizioni sociali desiderate e quelle effettive esercitando la libertà di scelta o di mobilità. ... Nel mercato del lavoro, l'uscita è sinonimo di abbandono del posto di lavoro, mentre l'entrata consiste nelle nuove assunzioni da parte dell'impresa. ... Il secondo meccanismo di aggiustamento è il meccanismo politico che Hirschmann ha chiamato *voice*. ... il sindacato è il veicolo della *voice* collettiva ... dei lavoratori. [?]

L'analogia che Freeman e Medoff istituiscono fra assenza/presenza del sindacato, da un lato, e defezione/protesta dall'altro - che, giusto quanto detto sopra, *serve* a spostare e correggere il senso che Lewis attribuisce alla prima coppia di concetti - ha punti di forza e sostanziali debolezze. Tra i primi vale la pena di citare la corroborazione empirica che le è garantita dalla maggiore stabilità - vale a dire: minore ricorso alla defezione - dell'occupazione che si osserva, tipicamente, nel settore sindacalizzato. Tra le seconde mi sembra particolarmente rilevante quella notata, tra gli altri, da Turnbull [?]: “La debolezza dell'analisi harvardiana ... è che interpreta riduttivamente la misura in cui il rapporto di lavoro ... rappresenta un fondamentale e inerente conflitto di interessi, sia rispetto al salario sia rispetto al comando sul

---

<sup>14</sup>Defezione e protesta sono i due termini scelti dal traduttore italiano per rendere gli originali *exit* e *voice*.

lavoro.” È poi - o così mi sembra - suggestivo l'accostamento - sullo stesso terreno scelto da Freeman e Medoff - fra questo e un altro costrutto concettuale *auto-soversivo* di Hirschmann, quello che ricostruisce i tratti stabili del discorso reazionario riconducendoli alla triade perversità, futilità e messa a repentaglio [?].<sup>15</sup>

---

<sup>15</sup>Rispettivamente per *perversity, futility e jeopardy*. (i) “Secondo la tesi della perversità, qualunque azione tesa a migliorare un qualche aspetto dell'ordinamento politico, sociale o economico serve soltanto a esacerbare la condizione cui si vuole porre rimedio. . . . In economia più che nelle altre scienze sociali e politiche, la dottrina dell'effetto perverso è strettamente legata a un principio basilare della disciplina: l'idea di un mercato autoregolantesi.”; (ii) Per la tesi della futilità “ . . . il tentativo di cambiare le cose è destinato ad abortire. . . . sarà in larga misura una faccenda di facciata, di superficie, di cosmesi”; (iii) “ . . . la tesi della messa a repentaglio sostiene che il costo del cambiamento è troppo elevato . . . perchè mette a repentaglio una qualche preziosa conquista precedente” [?]. Per confronto (i) “ . . . Il successo dei sindacati nell'incrementare i salari reali può essere ottenuto solo a beneficio di un particolare gruppo di lavoratori e a spese di un altro . . . la loro attività riduce necessariamente nel complesso la produttività del lavoro e quindi anche il livello generale dei salari reali” (Friedrich Hayek, in *The constitution of liberty*, 1960, citato in [?]); “ . . . i sindacati non solo hanno danneggiato la società nel suo insieme distorcendo l'utilizzo del lavoro, ma hanno anche reso il reddito della classe lavoratrice più diseguale riducendo le opportunità per i lavoratori più svantaggiati.” (Milton Friedman, in *Capitalism and freedom*, 1962, citato in [?]) (ii) “ . . . non ci possono essere ora dubbi che i sindacati non possono innalzare il livello dei salari nel lungo periodo.” (Friedrich Hayek, in *The constitution of liberty*, 1960, citato in [?]); “ . . . esiste una tendenza a sovrastimare l'importanza del monopolio dal lato del lavoro. . . . La maggior parte dei sindacati è completamente ineffettiva.” (Milton Friedman, in *Capitalism and freedom*, 1962, citato in [?]); (iii) “ . . . il più grande ostacolo al miglioramento del livello di benessere della classe lavoratrice nel suo insieme . . . la principale causa della inutilmente larga differenza tra i meglio pagati e i peggio pagati fra i lavoratori . . . la prima causa della disoccupazione . . .

Per renderla in qualche modo *operativa e tradurla* in - sia pure scarni - termini formali è necessario approfondirla in qualche modo:

Mentre l'abbandono del posto di lavoro riflette i desideri del lavoratore marginale, la *voce* riflette le domande di una qualche media dei lavoratori. Se in prima approssimazione il modello dell'elettore mediano è applicato al comportamento del sindacato, la sua politica sarà decisa dall'iscritto mediano (che è l'elettore marginale). L'attività sindacale trasforma il lato dell'offerta del mercato del lavoro rendendo le preferenze mediane ... piuttosto che quelle marginali le "determinanti" del contratto di lavoro. ... Passando da un calcolo dell'offerta marginale a uno mediano (o basato su un'altra media) ci si può attendere che si producano inefficienze, perchè i criteri di ottimalità domandano invariabilmente condizioni del primo ordine al margine. ... La contrattazione (che non esisterebbe in assenza di sindacato) e la potenziale domanda da parte dei lavoratori di beni pubblici o indivisibili *potrebbe* compensare la perdita di efficienza. [?]

In termini formali, detta  $l(w, c)$  con  $\partial l/\partial w, \partial l/\partial c > 0$  la curva di offerta di lavoro rilevante per un'impresa e  $c$  una quantità che esprime una condizione

---

la principale ragione del declino dell'economia britannica in generale." (Friedrich Hayek, in *1980's unemployment and the unions*, 1991, citato in [?]). L'analogia funziona se si parte dal presupposto che il sindacato sia in qualche modo un soggetto del cambiamento sociale. Infine, non è difficile rovesciare il senso dell'analogia, come lo stesso Hirschmann osserva ritenendolo tuttavia piuttosto un pregio - per l'ironia che consente - che non una debolezza.

del rapporto di lavoro desiderabile - o altrimenti: che traduce l'idea di una possibile funzione economica del sindacato diversa dal potere di monopolio - il *salario necessario* a mantenere all'interno dell'impresa una quantità di lavoro data  $\bar{l}$  si può scrivere:  $w(\bar{l}, c)$  e vale  $\partial w / \partial c < 0$ .

Per ipotesi i lavoratori inframarginali beneficiano di un *surplus* - relativamente al salario, perchè sarebbero disposti a impiegarsi a un salario minore, ed eventualmente relativo a  $c$ .<sup>16</sup> Se la valutazione rilevante è quella del lavoratore marginale il *salario necessario* deve rispettare una condizione definita da  $\partial w(\bar{l}, c) / \partial c$  - vale a dire: la riduzione di salario che il lavoratore marginale è disposto a sopportare in cambio di un incremento di  $c$ . Se invece la valutazione rilevante è quella del lavoratore mediano, la condizione è definita da  $\partial w(l_m, c) / \partial c$ , dove  $l_m$  è il lavoratore mediano rispetto al *surplus* - vale a dire il lavoratore in corrispondenza del quale, dato il livello del salario, la distribuzione cumulata del *surplus* è eguale a 1/2. L'interpretazione è naturalmente analoga: si tratta della riduzione di salario che il lavoratore mediano è disposto a sopportare in cambio di un incremento di  $c$ .

Intuitivamente, il lavoratore mediano - proprio perchè beneficia, al contrario del lavoratore marginale, di un *surplus* - dovrebbe essere più disposto a scambiare salario contro un miglioramento del rapporto di lavoro. Che un lavoratore benefici di un *surplus* si traduce in questo caso nella condizione  $\partial w^2 / \partial c \partial l < 0$ , in effetti sufficiente - sotto normali condizioni di regolarità -

---

<sup>16</sup>Se viceversa i lavoratori fossero indistinguibili - o se si interpretasse  $l(w, c)$  come l'offerta di un lavoratore rappresentativo - tutti i lavoratori sarebbero marginali e ogni lavoratore sarebbe il lavoratore mediano con la stessa probabilità.

ad assicurare il risultato:

$$\partial w(l_m, c)/\partial c < \partial w(\bar{l}, c)/\partial c$$

In qualche modo, questa scrittura - o l'idea che traduce - sostiene anche il ragionamento di Freeman e Medoff sulle conseguenze distributive dell'attività sindacale. L'immediato obiettivo polemico di questo ragionamento è l'idea che gli iscritti al sindacato conservino - in collusione fra loro - un privilegio ingiusto.

### 2.2.3 *The labor's elite*

La tesi secondo la quale, a dispetto di tutte le parole sulla solidarietà fra i lavoratori, i sindacati aumentano la diseguaglianza dei redditi é tra i più efficaci argomenti contro l'attività sindacale.<sup>17</sup> ... La tesi non é falsa perché l'effetto sul quale richiama l'attenzione - l'aumento del salario di alcuni lavoratori a spese di altri - non esista. Esiste. La tesi è falsa perché l'aumento della

---

<sup>17</sup>Nella *survey* datata 1963, Lewis aveva esaminato l'effetto distributivo del sindacato in modo che Freeman riassume così: "Sulla base delle stime del *wage effect* e della sua correlazione con i livelli salariali, Lewis conclude che innalzando i salari l'attività sindacale ha contemporaneamente innalzato la disuguaglianza relativa - misurata dalla deviazione standard ... - tra i settori industriali ..., di due o tre punti percentuali. In più, per il solo fatto di creare differenze tra lavoratori altrimenti comparabili (a prescindere dalla loro retribuzione) l'attività sindacale aumenta la diseguaglianza." [?]. Nella *survey* datata 1986, queste conclusioni non compaiono più, e proprio per l'aver Lewis accettato le *controdeduzioni* di Freeman. L'onestà intellettuale di Lewis non è - o almeno lo spero - in contrasto con la mia interpretazione. Per sostenere la seconda non è in ogni caso necessario - e potrebbe al più risultare controproducente - mettere in dubbio la prima.

diseguaglianza indotto dal *monopoly effect* è più che compensato da altri tre effetti del sindacato sui salari . . . : le politiche salariali del sindacato diminuiscono la disuguaglianza all'interno delle imprese organizzate; . . . promuovono l'eguale retribuzione di lavori eguali tra le imprese organizzate; . . . riducono la diseguaglianza tra lavoratori *white-collar* e *blue-collar* [?].<sup>18</sup>

O che (1) la sostituzione delle preferenze mediane alle marginali nel ruolo di determinanti del contratto di lavoro è socialmente superiore - e dunque, per lo meno dove possibile, preferita - perchè fornisce una quantità maggiore di  $c$  e  $c$  non è una distribuzione salariale egualitaria. In questo caso, la minore dispersione salariale che - vedi il prossimo capitolo - si osserva tra i lavoratori iscritti al sindacato è una conseguenza del meccanismo politico che consente lo scambio di preferenze. Il modello dell'elettore mediano è allora sufficiente a darne ragione se la distribuzione del salario<sup>19</sup> è asimmetrica - concentra più della metà della massa sulla coda sinistra - e se gli iscritti oltre quello mediano sono più che compensati della perdita - per così dire figurativa - dal maggiore livello di  $c$ <sup>20</sup> - una sorta di vincolo di adesione volontaria.

---

<sup>18</sup>Così esordisce il capitolo di *WHAT DO UNIONS DO?* dedicato alla diseguaglianza salariale [?] - intitolato appunto *The labor's elite* e in larga misura basato su tre precedenti lavori di Freeman di cui riferisco più oltre: [?], [?] e [?].

<sup>19</sup>Questa discussione contrasta ovviamente l'ipotesi di un unico salario sotto la quale ho ricavato la scrittura delle differenti valutazioni che, al margine, il lavoratore mediano e quello marginale danno di  $c$ . Il punto è se quell'ipotesi semplifica ma non condiziona la derivazione del risultato - come mi sembra plausibile - oppure la condiziona.

<sup>20</sup>Il che per altro, coerentemente con la discussione svolta sopra, è molto più plausibile se il sindacato ha un certo grado di monopolio.

O che (ii)  $c$  è una distribuzione salariale egualitaria. In questo caso l'evidenza empirica ricordata - o anticipata - sopra è una conseguenza di preferenze *altruiste*.<sup>21</sup>

O, infine (iii)  $c$  non è una distribuzione salariale egualitaria ma è un bene che ha una qualche relazione speciale con essa.<sup>22</sup> In questo caso, l'argomento svolto in (i) vale assieme agli argomenti specifici sulla natura di questa relazione. Ad esempio: le differenze di salario fra lavoratori potrebbero riflettere valutazioni inique - o percepite come tali perchè arbitrarie: non *proceduralmente* eque - della direzione d'impresa<sup>23</sup>, oppure essere utilizzate come strumento di ritorsione o minaccia.

---

<sup>21</sup>Che non sono implausibili neppure in un contesto teorico ortodosso - vale a dire: possono essere fondate senza essere poste come ipotesi. Agell e Lommerud [?] costruiscono una spiegazione *assicurativa* della preferenza del sindacato per una politica salariale egualitaria, impiegando i modelli c.d. *work-horse* della teoria economica del sindacato e ipotizzando lavoratori avversi al rischio - come del resto consueto - e incerti *ex-ante* quanto alla posizione che occuperanno nella distribuzione per *skill*.

<sup>22</sup>Un'interpretazione realistica di  $c$  vuole, naturalmente, che sia la quantificazione rappresentativa di un complesso di beni. È difficile infatti immaginare un unico bene che riassume le caratteristiche desiderabili del rapporto di lavoro. La possibilità (iii) si legge in quest'ottica: alcuni dei beni che compongono  $c$  hanno una qualche relazione ...

<sup>23</sup>In questo caso  $c$  si potrebbe chiamare *assenza di iniquità* o *giustizia procedurale*.

### 3 Strategie di analisi empirica

Nel capitolo precedente ho cercato di mostrare il modo in cui Freeman e Medoff separano il proprio discorso da quello di Lewis<sup>24</sup> sul terreno dei concetti. In breve: (i) Lewis esibisce dei risultati empirici e li interpreta entro la coppia assenza/presenza del sindacato, cui fa corrispondere quella competizione/monopolio; (ii) Freeman e Medoff sdoppiano la corrispondenza accostando, attraverso una dimostrazione della sua *intrinseca* incompletezza, la coppia defezione/protesta.

Nella prima parte di questo capitolo cerco di mostrare la stessa separazione sul terreno dell'analisi empirica, ritornando in un certo senso al punto di partenza: (iii) quegli stessi risultati empirici presentati da Lewis non possono tuttavia essere reinterpretati immediatamente entro il nuovo quadro di corrispondenze ma (iv) vanno riformulati.

Una strategia di analisi empirica è infatti sempre una strategia di riduzione dell'informazione disponibile secondo un certo ordine concettuale. In generale è allora abbastanza ovvio e privo di conseguenze che dei risultati che hanno preso forma da un certo ordine di concetti possano aver scartato come inutili delle informazioni rilevanti per un altro. Ma è meno ovvio se debba essere così anche quando - come in questo caso - i due ordini di concetti si sono sviluppati l'uno dall'altro.<sup>25</sup>

---

<sup>24</sup>Si potrebbe anche dire - meno ingenuamente - il modo in cui mettono in scena questa separazione. Il punto non è naturalmente la spontaneità della rappresentazione, ma il fatto di un copione preesistente.

<sup>25</sup>Con un lessico non appropriato alle circostanze, si direbbe che è meno ovvio perchè la tecnica statistica o econometrica che ha prodotto quei risultati li ha allo stesso tempo *reificati*.

La *riformulazione* proposta in prima istanza da Freeman [?] è una strategia di analisi empirica, poi divenuta in letteratura lo *standard*.

### 3.1 Strategia *standard*

La differente riduzione dell'informazione operata dalla strategia che d'ora in poi chiamo direttamente *standard* è particolarmente semplice - almeno in prima approssimazione - da descrivere: mentre la letteratura sull'effetto distributivo del sindacato - e così la sua sintesi più compiuta, il lavoro di Lewis - appuntava l'attenzione sulla media condizionale della distribuzione del salario, la letteratura che, dopo Freeman,<sup>26</sup> ha esaminato lo stesso problema lo ha fatto considerando rilevanti entrambi i primi due momenti di quella distribuzione, ma concentrandosi in particolare sulla varianza condizionale.<sup>27</sup>

Le ipotesi sulla forma della distribuzione del salario (log-normale) e le specificazioni del modello parametrico (log-lineare) per stimare - a partire dai dati empirici e dall'ipotesi distributiva detta - i momenti condizionali sono invece rimaste, nel passaggio, le stesse.

Così si può forse dire che le due strategie di riduzione dell'informazione disponibile si distinguono per il grado ma non per il modo.

---

<sup>26</sup>Salve le ovvie cautele sulla periodizzazione. Lo stesso problema aveva senz'altro ricevuto attenzione anche prima, ma sembra difficile non riconoscere ai lavori di Freeman un impatto innovativo - anche se magari circoscritto.

<sup>27</sup>La strategia che descrivo più avanti e che chiamo *alternativa*, guarda invece - in senso letterale, perchè non sono numeri ma oggetti grafici - all'intera distribuzione condizionale del salario.

### 3.1.1 Misura

L'indice presso che invariabilmente impiegato per misurare la disegualianza<sup>28</sup> dei salari fra lavoratori simili per caratteristiche osservabili in presenza e in assenza del sindacato è la varianza dei logaritmi dei salari:

$$\begin{aligned} Var[\ln w] &= E[(\ln w)^2] - E[\ln w]^2 = E[(\ln w)^2] - (\ln G[w])^2 & (4) \\ &= \frac{1}{n} \sum_w (\ln w - \ln G[w])^2 \end{aligned}$$

dove  $G[\cdot]$  indica la media geometrica. La media aritmetica dei logaritmi naturali del salario è infatti eguale al logaritmo naturale della media geometrica del salario espresso in moneta:

$$E[\ln w] = \sum_w (1/n) \ln w = \sum_w \ln w^{(1/n)} = \ln \prod_w w^{(1/n)} = \ln G[w] \quad (5)$$

A sostegno di questa scelta [?]: (i) è la misura appropriata se i salari sono determinati in accordo alle equazioni del salario *Mincer-type* e largamente impiegate nella moderna economia del lavoro (ii) quando le differenze salariali rilevanti sono quelle relative, piuttosto che assolute e (iii) quando i salari - in effetti la distribuzione teorica dei salari - sono distribuiti log-normalmente.

---

<sup>28</sup>Un aspetto caratteristico della letteratura è, a questo proposito, l'uso dei concetti di dispersione e di disegualianza come sinonimi, mentre ci sono buone ragioni per ritenere che quest'ultimo sia il concetto appropriato. Se non altro, misurare la dispersione non ha senso se non ci sono ragioni specifiche per interessarsi alle sue conseguenze. Anche se è possibile immaginare le conseguenze economiche della dispersione - ad esempio lo fanno alcuni modelli di incentivazione e di ricerca - non sembrano essere quelle che la letteratura cerca.

Il possibile svantaggio della misura è il peso attribuito - per responsabilità della trasformazione logaritmica più che della varianza - alla coda bassa della distribuzione del salario.<sup>29</sup> Se la contrattazione collettiva avvicina i salari di operai e impiegati o quelli dei lavoratori con mansioni esecutive e dei lavoratori con mansioni di direzione e controllo - la varianza dei logaritmi, rispetto ad altri indici, sottostima la riduzione nella diseguaglianza [?]. In altre parole, è un indice poco sensibile all'avvicinamento di redditi estremi e molto sensibile ad avvicinamenti tra i redditi bassi.

### 3.1.2 Stima e interpretazione

La più diffusa tecnica per estrarre informazioni dalle basi di dati simultanee/individuali consiste nella specificazione di equazioni del salario c.d. *Mincer-type* - il logaritmo del salario orario dipende linearmente da un insieme di variabili di capitale umano e di controllo - nella loro stima con la tecnica dei minimi quadrati ordinari - o separatamente per i lavoratori sindacalizzati e non o, avendo inserito fra i regressori una variabile dicotomica per l'affiliazione al sindacato, congiuntamente - e nella manipolazione della varianza condizionale stimata.

La varietà delle tecniche econometriche impiegate si amplia in modo consistente - e altrettanto quella delle ipotesi teoriche invocate - quando sotto esame sono campioni di dati longitudinali/individuali. Alla fine di questo

---

<sup>29</sup>Nel punto ?? a p. ?? mostro, da un lato, che la varianza dei logaritmi non è una misura di diseguaglianza consistente con l'ordinamento di Lorenz - se non, in termini teorici, sotto l'ipotesi di distribuzione log-normale - e che il possibile disaccordo non è trascurabile come buona parte della letteratura dedicata all'argomento ha ritenuto. Dall'altro, che gli argomenti portati a sostegno non sono necessariamente dei vantaggi di questa misura.

capitolo, una panoramica dei principali risultati e delle principali tecniche impiegate dà forse la misura dell'ampliamento detto sopra.

Se tuttavia per il momento si richiede che le variabili dotate di senso economico possibilmente correlate con l'affiliazione al sindacato e con la distribuzione del salario - cioè i regressori ideali per le equazioni del salario citate in apertura - siano osservabili, le ragioni per impiegare campioni longitudinali, tipicamente più *costosi* e affetti da problemi di errata classificazione, si riducono fortemente.

L'idea che guida l'interpretazione delle stime su dati simultanei/individuali è analoga a quella della decomposizione della varianza - c.d. di Oaxaca - nei gruppi e tra gruppi. L'analogia discende dall'ipotesi - sia che la si interpreti realisticamente o come semplice ipotesi di lavoro - che, rispetto al mercato, il sindacato altera una regola di determinazione del salario - *wage schedule* - che fissa la remunerazione di ogni caratteristica dei lavoratori - i *veri* coefficienti dell'equazione stimata. Ricombinando variamente le caratteristiche dei lavoratori sindacalizzati e non con le regole fissate mediante la contrattazione e il mercato, si ottengono diverse stime della varianza condizionale (dei logaritmi del salario orario) che corrispondono ad altrettanti situazioni ipotetiche. Ad esempio, applicando alle caratteristiche di tutti i lavoratori la regola di mercato si ottiene la varianza che ipoteticamente corrisponde all'*assenza* del sindacato e, se è superiore alla varianza direttamente stimata, si può concludere che il sindacato riduce la dispersione salariale.

Un possibile limite di questa determinazione dell'effetto del sindacato sulla dispersione del salario, è che la *wage-schedule* è determinata combinando informazioni che provengono da zone della distribuzione del salario molto

distanti fra loro.

L'alternativa, esplorata in letteratura, di confrontare solo gruppi di lavoratori molto simili fra loro per caratteristiche soffre presumibilmente del problema opposto.

### 3.1.3 Determinazione dell'effetto del sindacato e categorizzazione dei lavoratori

Un modo per combinare i vantaggi dei due approcci detti, in parte superandone i limiti, è la regressione su quantili della distribuzione. Spesso ricorrendo ad informazione esterna, o eventualmente in altro modo, si partiziona il campione verificando l'effetto del sindacato su gruppi di lavoratori più omogenei. Per questi ultimi sembra più plausibile che la wage schedule sia unica.

Per rappresentare<sup>30</sup> formalmente alcuni aspetti della determinazione dell'effetto totale del sindacato sulla varianza totale nel caso della regressione spezzata ipotizzo che i lavoratori possano essere divisi in gruppi omogenei lungo un'unica dimensione. Tutti i lavoratori appartenenti al gruppo  $c = 1$  ad esempio, sono indistinguibili - e nemmeno importa distinguerli - dal punto di vista del ricercatore interessato all'effetto del sindacato sulla dispersione salariale.

$w_i^n(c)$  è il salario - o il logaritmo del salario - che un individuo appartenente a un determinato gruppo percepirebbe nel settore non sindacalizzato e  $w_i^n(c)$  è l'analogo per il settore sindacalizzato. Per ipotesi  $w_i^n(c) = w^n(c) + \epsilon_i^n$ . Un'ipotesi analoga vale per il settore sindacalizzato:

---

<sup>30</sup>Questa presentazione segue [?] e [?]

$$w_i^n(c) = w^n(c) + \epsilon_i^n \quad (6)$$

In entrambi i casi il valore atteso dell'errore è nullo, riflettendo l'omogeneità dei gruppi che si è ipotizzata. Detto diversamente, i residui di una regressione del salario su *dummies* per l'affiliazione al sindacato e tutte le variabili rilevanti per definire  $c$  sono omoschedastici. Oppure, i residui di due regressioni separate sono simili fra loro per grandezza. Se non vale questa condizione la differenza fra la somma e la varianza dei residui delle due regressioni fornisce di per sè una misura dell'impatto della contrattazione collettiva [?].

In somma, questa rappresentazione prescinde - per semplicità - dal problema di depurare il risultato dell'analisi distributiva dall'effetto di fattori in qualche modo correlati alla scelta di aderire al sindacato - o alla *sindacalizzazione* dell'impresa - e contemporaneamente determinanti per la distribuzione del salario - immaginando che la soluzione sia una categorizzazione rappresentata da  $c$ .

Lo *union/nonunion wage gap* è  $\Delta_w(c) = w^u(c) - w^n(c)$  in ogni gruppo, mentre

$$Var[\epsilon_i^n | c] = v^n(c)$$

e

$$Var[\epsilon_i^u | c] = v^u(c)$$

sono le varianze del salario *osservate* nei due settori - sempre in ogni gruppo. In analogia al *wage gap*, il *variance gap* si scrive  $\Delta_v(c) = v^u(c) - v^n(c)$ .  $u(c)$  indica il tasso di sindacalizzazione nel gruppo  $c$ .

Il salario medio e la varianza dei salari in un gruppo sono

$$w(c) = w^n(c) + \Delta_w(c)u(c)$$

e

$$w(c) = v^n(c) + \Delta_v(c)u(c) + u(c)(1 - u(c))\Delta_w(c)^2$$

Il primo termine della somma che compone la varianza non dipende - per ipotesi: assenza di effetti esterni - dall'attività sindacale. Il secondo termine *rappresenta* il possibile effetto di cambiamenti del tasso di sindacalizzazione all'interno del settore sindacalizzato, mentre il terzo rappresenta i possibili effetti tra gruppi.

Sotto l'ipotesi che il tasso di sindacalizzazione, i divari salariali e i divari di varianza fra settore sindacalizzato e non sindacalizzato siano costanti fra gruppi, la differenza fra la dispersione salariale osservata e la dispersione salariale che si osserverebbe se tutti i lavoratori fossero pagati secondo la *wage-schedule* del settore non sindacalizzato - che può essere interpretata come l'effetto totale del sindacato sulla dispersione salariale - si riduce a

$$v - v^n = u\Delta_v + u(1 - u)\Delta_w^2$$

È interessante notare che questa è la forma dell'effetto del sindacato sulla varianza totale studiata - tra le altre - da Freeman nell'articolo del 1980 [?].

Se non valgono quelle ipotesi semplificatrici

$$v - v^n = Var[u(c)\Delta_w(c)] + 2Cov[w^n(c), u(c)\Delta_w(c)] + E[u(c)\Delta_v(c)] + E[u(c)(1 - u(c))\Delta_w(c)^2] \quad (7)$$

dove gli operatori valore atteso, varianza e covarianza sono calcolati sui gruppi omogenei.

I primi due addendi rappresentano l'effetto del sindacato sulla posizione di ciascun gruppo omogeneo sulla distribuzione del salario. Il terzo rappresenta l'effetto - tendenzialmente positivo - sulla varianza tra lavoratori sindacalizzati e non sindacalizzati in un gruppo omogeneo. L'ultimo descrive la media sui gruppi dell'impatto sulla varianza tra i lavoratori sindacalizzati.

### 3.1.4 Ipotesi

La *strategia standard* si tiene attorno a una serie di ipotesi. Tra le altre: (i) che il salario sia una combinazione dei prezzi impliciti delle caratteristiche del lavoratore, (ii) che l'equazione del salario Mincer-type sia una buona specificazione, (iii) che non siano state omesse variabili rilevanti, (iv) che la regola salariale fissata dal sindacato non dipenda dalla presenza o dall'estensione del settore non sindacalizzato e che, viceversa, (v) la regola salariale fissata mediante il mercato non dipenda dalla presenza o dall'estensione del settore sindacalizzato. La (iii) e la (v) sono abitualmente soggette a scrutinio.

La (v) viene di norma tenuta per falsa<sup>31</sup>, scontando questo limite nell'interpretazione dei risultati. Quello che si può ricostruire attendibilmente combinando la regola salariale di mercato stimata e le caratteristiche di tutti i lavoratori - procedura cui sfuggono irrimediabilmente gli effetti di equilibrio

---

<sup>31</sup>Ad esempio perchè la minaccia di sindacalizzazione induce le imprese del settore non sindacalizzato a mimare la regola salariale del settore sindacalizzato - c.d. *union threath effect* - o perchè, al contrario, l'eccesso di offerta di lavoro nel settore non sindacalizzato indotto dalla contrazione dell'occupazione nel settore sindacalizzato riduce il salario di equilibrio nel primo - c.d. *union spillover effect*.

economico generale - non è la dispersione salariale che prevarrebbe in assenza di sindacalizzazione ma una sua variante ridotta. Lo stesso argomento, nella letteratura che studia l'effetto del sindacato sul salario medio, porta a distinguere fra *wage gain* e *wage gap*.

### 3.1.5 Eterogeneità non osservabile

La (iii) viene discussa assumendo per ipotesi l'omissione di una variabile con distribuzione nota - o equivalentemente: assumendo che esista una variabile non osservabile con distribuzione nota - correlata all'affiliazione al sindacato. Per questa via trovano spazio in letteratura rappresentazioni teoriche - per lo più modelli comportamentali, ad esempio il modello c.d. della lista d'attesa, per *job queues*, di Abowd e Farber [?] - che rendono endogena la scelta individuale<sup>32</sup> di aderire o meno al sindacato. Le basi di dati longitudinali/individuali citate sopra e i modelli di stima c.d. a effetti fissi o a effetti casuali con cui spesso vengono esaminate, servono proprio a rifiutare o accogliere le ipotesi sulla distribuzione delle quantità non osservabili, ed eventualmente a indicare la classe di modelli che potrebbe averle generate. Secondo il risultato più comune di questo genere di analisi, gli aderenti al sindacato sono positivamente selezionati sulla coda bassa e negativamente selezionati sulla coda alta della distribuzione di una quantità non osservabile e normalmente intesa come una capacità individuale del lavoratore. L'effetto di selezione non è in ogni caso mai sufficiente a spiegare la differente dispersione dei salari nel settore sindacalizzato e non sindacalizzati.

---

<sup>32</sup>Occorre sottolineare che in effetti l'adesione al sindacato è, nel contesto statunitense, allo stesso tempo una scelta individuale presente e una scelta collettiva eventualmente passata.

Per rappresentare ad esempio una delle strutture analitiche impiegate nell'analisi di dati longitudinali ricorrendo alla stessa notazione usata sopra occorrerebbe modificare la (6) in

$$w_i^n(c) = w^n(c) + \theta(c)\epsilon_i^n \quad (8)$$

e quanto agli effetti totali, l'ultimo addendo della (7) in modo da ottenere

$$v - v^n = Var[u(c)\Delta_w(c)] + 2Cov[w^n(c), u(c)\Delta_w(c) + E[u(c)\Delta_w(c)] + E[u(c)(1 - u(c))(\theta(c)\Delta_w(c))^2 - \theta(c)^2]]$$

## 3.2 La strategia alternativa

La parte minoritaria e più recente della letteratura - ma forse solo *ancora minoritaria* perchè di nuova generazione - ha sviluppato una strategia di indagine diversa, mantenendo almeno in parte l'idea di una regola salariale - la *wage schedule* alternativamente definita dalla contrattazione o dal mercato - e il genere di ragionamento *controfattuale* - come preferiscono chiamarlo alcuni di coloro che hanno proposto questa nuova strategia - che consente di svolgere. Le più rilevanti novità introdotte riguardano:

1. *stima dell'intera densità del salario* - piuttosto che un indice della sua dispersione, l'oggetto della procedura di stima è l'intera distribuzione del salario "che consente una rappresentazione visivamente chiara dell'impatto dei vari fattori esplicativi" [?] - fra i quali ovviamente la contrattazione collettiva.<sup>33</sup> Una conseguenza particolarmente importante del fatto di disporre dell'intera distribuzione è che consente di calcolare direttamente tutti gli indici di diseguaglianza *relativa* - vedi il capitolo seguente.<sup>34</sup>
2. *manipolazione di densità controfattuali* - disponendo dell'intera densità stimata e non solo di un parametro che la rappresenta, è possibile

---

<sup>33</sup>DiNardo, Fortin e Lemieux [?], ad esempio, analizzano l'impatto sul mutamento della distribuzione di cinque fattori esplicativi selezionati a priori: cambiamento del minimo salariale obbligatorio - cambiamento del grado di sindacalizzazione - cambiamento delle variabili di controllo tipiche - cambiamento della domanda e dell'offerta di skills - cambiamento residuale. E lo fanno visualizzando l'andamento dell'impatto di ciascun fattore sull'intero rango della distribuzione. Bell e Pitt [?], per esempio contrario, considerano - con identica procedura econometrica - solo l'impatto della contrattazione collettiva.

<sup>34</sup>Donald, Green e Paarsch stimano direttamente la curva di Lorenz generalizzata.

costruire oggetti grafici analoghi alle varie ricostruzioni ipotetiche della varianza condizionale tipiche della strategia *standard*<sup>35</sup>

3. *minore strutturazione dei dati* - la stima della densità è semi-parametrica, non richiedendo così ipotesi sulla forma funzionale dell'equazione del salario, ma più generali ipotesi sulla distribuzione congiunta delle variabili sotto inchiesta.

### 3.2.1 Tecniche

La procedura proposta da DiNardo, Fortin e Lemieux [?] - di qui in avanti DFL [?] - impiega una tecnica semi-parametrica per stimare densità controfattuali: la c.d. *kernel density estimation* che descrivo nel punto 3.2.2 a p. 53. Le stesse densità sono costruite diversamente secondo una procedura proposta da Donald, Green e Paarsch [?] che adatta uno stimatore sviluppato per l'analisi della distribuzione della durata delle code. La seconda ha rispetto alla prima il vantaggio di produrre gli errori standard delle stime di densità. Il che rappresenta senz'altro un vantaggio rilevante. Tuttavia Bell e Pitt [?] hanno impiegato, associandola alla procedura proposta da DFL, una diversa - e a rigore non confrontabile - tecnica per ricavare misure della precisione delle loro stime - il *bootstrap* - che descrivo brevemente nel punto 3.2.4 a p. 57. Non ostante non siano ragioni per preferire una procedura ad un'altra, la possibilità di *tirarsi fuori* dal problema delle misure di precisione delle stime e le difficoltà di interpretazione - che, in senso sostanziale gli derivano dall'essere stata appunto costruita con altri scopi - di alcuni elementi costrut-

---

<sup>35</sup>Come è naturale, viene di regola riportata - accanto all'evidenza grafica - anche la corrispondente manipolazione della varianza.

tivi della procedura di Donald, Green e Paarsch consigliano - o per lo meno giustificano la decisione - di non trattarla nel dettaglio. Per altro, la procedura di DFL è stata applicata a dati statunitensi [?], contemporaneamente a dati statunitensi e canadesi confrontabili fra loro [?] e a dati britannici [?]. La procedura di Donald, Green e Paarsch è stata invece proposta portando ad esempio l'indagine della differenza fra Stati Uniti e Canada [?] - e a mia notizia applicata solo a quella situazione.

### 3.2.2 *Kernel density estimation*

Un modo<sup>36</sup> piuttosto naturale per rappresentare le realizzazioni di una variabile aleatoria è l'istogramma. Scelta la larghezza della base, la regola di costruzione associa l'altezza di ognuno dei rettangoli che lo compongono alla percentuale di osservazioni che cadono nell'intervallo. Questa regola ha un immediato riscontro in questa scrittura della funzione di densità di probabilità:

$$f(x) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{2h} Pr\{x - h < X < x + h\}$$

dove  $2h$  è qualcosa di simile alla larghezza della base. Uno stimatore *naive* della funzione di densità può allora essere ottenuto semplicemente scegliendo  $h$  piccolo. Se si pone:

$$W(x) = \begin{cases} 1/2 & \text{se } |x| < 1 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

si può scriverlo:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} W\left(\frac{x - X_i}{h}\right)$$

---

<sup>36</sup>Questa presentazione segue [?].

La *Kernel density estimation* è sostanzialmente una generalizzazione di questo stimatore *naive* ottenuta sostituendo a  $W(\cdot)$  una funzione di densità:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{nh} W\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (9)$$

Rispetto a quello ha, tra l'altro, il vantaggio di ricevere in eredità dalla funzione scelta le sue proprietà di continuità - lo stimatore *naive* presenta continui salti - ma condivide il fatto di dipendere, per il suo buon funzionamento, sensibilmente dalla scelta di  $h$  - spesso chiamato *bandwidth*. Se  $h$  è troppo grande lo stimatore rischia di oscurare le ondulazioni della distribuzione, mentre se è troppo piccolo rischia di rappresentarne troppe.

### 3.2.3 Stima e interpretazione delle densità controfattuali

L'obiettivo<sup>37</sup> della procedura di stima di DFL è la costruzione di “semplici controfattuali” sotto la forma di distribuzioni ipotetiche, del genere “la distribuzione salariale che prevarrebbe se tutti i lavoratori fossero pagati secondo la *wage schedule* del settore non-sindacalizzato” o “la distribuzione salariale che prevarrebbe nel periodo  $t$  se i lavoratori fossero pagati secondo la *wage schedule* del periodo  $t \pm n$ ”.<sup>38</sup>

---

<sup>37</sup>Questa descrizione segue [?]

<sup>38</sup>La decomposizione della varianza condizionale proposta in [?] è analoga a quella corrente nella strategia standard, a meno della procedura di ponderazione. Detto  $w$  il logaritmo dei salari, la sua varianza é per definizione:

$$Var[w] = \frac{1}{N} \sum_i (w_i - E[w])^2 \quad (10)$$

e quella dei lavoratori del settore non sindacalizzato:

$$Var[w|U = 0] = \frac{1}{N_{nu}} \sum_{i|U=0} (w_i - E[w|U = 0])^2 \quad (11)$$

L'osservazione individuale di un generico campione - per l'esempio che presento qui sotto sono necessari almeno due campioni di dati simultanei confrontabili - è il vettore  $[w, \mathbf{x}, t]$ . La notazione indica: una variabile continua che rappresenta il salario (o il logaritmo del salario), un vettore di caratteristiche individuali del lavoratore, l'istante di tempo in cui l'osservazione è stata raccolta. Ogni osservazione appartiene a una distribuzione congiunta, che istante per istante è  $F(w, x|t)$ .

Di seguito espongo la procedura come se i due o più campioni simultanei rappresentassero popolazioni appartenenti allo stesso contesto nazionale in istanti del tempo diversi. È tuttavia possibile anche l'interpretazione opposta. In particolare, DiNardo e Lemieux [?] hanno replicato questa stessa analisi su coppie di campioni simultanei che rappresentano i lavoratori sta-

---

Il valore atteso del salario sotto l'ipotesi che tutti i lavoratori vengano pagati secondo la 'wage schedule' del settore non-sindacalizzato é:

$$E^n[w] = \frac{1}{N} \sum_i \theta_i w_i \quad (12)$$

dove:

$$\theta_i = \theta(x_i) \quad (13)$$

é il peso da applicare all' $i$ -esima osservazione, stimato con la procedura non-parametrica. La "distribuzione salariale che prevarrebbe se tutti i lavoratori fossero pagati secondo la 'wage schedule' del settore non-sindacalizzato" è:

$$Var^n[w] = \frac{1}{N} \sum_i \theta_i (w_i - E^n[w])^2 \quad (14)$$

La stima dell'effetto del sindacato sulla varianza totale

$$Var[w] - Var^n[w] \quad (15)$$

puó essere decomposto in effetto fra gruppi, effetto nei gruppi e *wage gap* come di consueto.

tunitensi e canadesi nello stesso istante del tempo e in istanti successivi, interpretando i risultati come quelli di un *esperimento naturale*.<sup>39</sup>

La densità dei salari può essere scritta:

$$f_t(w) = \int f(w|x, t_w = t) dF(x|t_x = t) \quad (16)$$

O piú succintamente  $f(w, t_w = t, t_x = t)$ . La notazione introdotta è conveniente se si vogliono confrontare due punti del tempo della distribuzione congiunta costruendo le densità ipotetiche. Ad esempio  $f(w, t_w = t_b, t_x = t_b)$  é l'effettiva distribuzione dei salari nel momento  $a$  e  $f(w, t_w = t_b, t_x = t_a)$  la distribuzione dei salari che combina *wage-schedule* del momento  $b$  e distribuzine delle caratteristiche individuali del momento  $a$ . Perchè questa scrittura abbia senso occorre ipotizzare che la *wage-schedule* del momento  $a$  non dipenda in aggregato dalla distribuzione delle caratteristiche individuali.<sup>40</sup> Il

---

<sup>39</sup>Canada e Stati Uniti condividono una lunga frontiera, attraversata da consistenti migrazioni - definitive o pendolari - e si rassomigliano per cultura, istituzioni e benessere; sono ciascuno in testa alla classifica dell'interscambio commerciale dell'altro e a questi scambi non è rimasto estraneo l'assetto proprietario delle loro imprese; hanno sistemi di relazioni industriali simili per essere fortemente decentrati e per avere - dagli anni '30 - le istituzioni canadesi tradizionalmente riprodotto le pratiche di quelle statunitensi; ma, a partire dagli anni '70 il tasso di sindacalizzazione, che aveva in precedenza mostrato una dinamica presso che unica, è cresciuto o rimasto stabile in Canada e costantemente decresciuto negli Stati Uniti [?]. I forti tratti comuni indicano per questa e altre differenze fra i due paesi il possibile ruolo di *esperimenti naturali*. O almeno così hanno argomentato Card e Freeman [?] nell'introduzione a un volume da loro curato e intitolato *Small differences that matter*.

<sup>40</sup>Se questo è vero, la lettura che DFL suggeriscono per la seconda densità è: la distribuzione del salario che si osserverebbe al momento  $b$  se tra il momento  $a$  e il momento  $b$  le caratteristiche individuali fossero rimaste immutate. La differenza fra le due spiega come



rilevante quando la giustificazione dello stimatore impiegato è solo asintotica e il campione esaminato non è di grandi dimensioni - anche se non sempre è facile dire cosa sia *grande*. In questa situazione, mancando strumenti teorici adatti, si propone di ricorrere alle caratteristiche dello stesso campione e per ciò, può essere considerata una tecnica che offre una soluzione tagliata *su misura* per il campione sotto inchiesta. In sostanza, consiste nell'estrarre a sorte da una trasformazione dal campione impiegato - un modello i parametri del quale siano stati stimati - un campione artificiale e ripetere su quest'ultimo la stima dello stesso modello. Ripetendo  $n$  volte questa operazione, si produce un campione di possibili stime del parametro di interesse. Sulla base di questo campione è possibile, infine, costruire misure della precisione della stima del parametro - come intervalli di confidenza.

Il *bootstrap* non è stato - a mia notizia - impiegato nello studio della relazione fra diseguaglianza e contrattazione collettiva salvo che da Bell e Pitt [?] ma serve, in generale, a mostrare il possibile rilievo di misure di precisione della stima - intervalli di confidenza - anche nel caso di campioni di grandi dimensioni. Risultato che si estende dunque analogicamente alla letteratura che ha esaminato quel problema. Ad esempio, Mills e Zandvakili [?] usano il *bootstrap* per ricavare gli intervalli di confidenza di alcune tra le più diffuse misure di diseguaglianza. Queste ultime sono funzioni non lineari di una variabile casuale, il che rende difficile la costruzione teorica degli intervalli di confidenza per campioni ridotti. Tuttavia - in particolare confrontando due stime di una misura di diseguaglianza per il settore sindacalizzato e non

---

il barone di Münchhausen quando, caduto in uno stagno paludoso, se ne è tirato fuori prendendosi per la coda dei capelli - episodio riferito dallo stesso barone nelle *Avventure del barone di Münchhausen*, R.E. Raspe, 1785.

- è di ovvia importanza conoscere la precisione delle stime - vale a dire ad esempio: la significatività statistica della differenza tra i livelli di disegualianza misurati nei due settori. I risultati di Mills e Zandvakili sembrano per altro indicare che l'impiego del *bootstrap* potrebbe essere rilevante anche per campioni di grandi dimensioni, quando ad esempio si osservano errori standard consistenti.

Bell e Pitt [?] lo impiegano per costruire gli intervalli di confidenza della loro stima - condotta su tre campioni differenti - di quanto il declino dell'affiliazione al sindacato in Gran Bretagna ha contribuito alla crescita della dispersione salariale negli anni '80. Se non mette in dubbio la significatività statistica dei risultati - quasi tutti gli intervalli al 90% hanno entrambi gli estremi positivi - il loro lavoro suggerisce di interpretare con cautela la grandezza dell'effetto. Ad esempio: fra il 1988 e il 1993 la stima puntuale di quanto il declino della sindacalizzazione spieghi l'aumento (0,034) della deviazione standard dei logaritmi dei salari è il 29,4%, ma l'intervallo di confidenza al 95% attorno a questa stima è (13,2% - 80,0%).

### 3.2.5 Nuova generazione

Freeman conclude un lavoro dedicato al confronto fra le conoscenze degli economisti del lavoro della generazione precedente la sua e quelli della sua generazione in modo piuttosto pessimista - e piuttosto divertente:

In conclusione sui temi della determinazione del salario, della contrattazione collettiva e delle connessioni fra occupazione, salari e disoccupazione che erano le principali preoccupazioni della vecchia generazione di economisti del lavoro, i loro risultati

empirici sono stati, con rare eccezioni, corroborati dagli studiosi moderni usando sofisticati strumenti econometrici ... a dispetto degli strumenti di analisi considerevolmente più potenti, non sappiamo molto più di quello che sapevano loro. Perché? Il nostro fallimento nel realizzare maggiori progressi sorpassando la vecchia generazione ha origine nella natura della nostra scienza? Nei nostri metodi e approcci? Nella struttura delle remunerazioni offerte agli economisti? ... La mia congettura è che parte del problema stia nella natura dell'economia empirica, ... ma allo stesso tempo nella strada che abbiamo seguito in anni recenti. Il problema di fondo riguardo l'accumulazione di conoscenze sul funzionamento dei mercati del lavoro è che gli eventi economici sono un flusso continuo ... "esperimenti" in condizioni sempre diverse. ... Da questo punto di vista la corroborazione dei principali risultati della vecchia generazione non è semplicemente ripetitiva. ... Il nostro progresso è tuttavia lento anche per la spiccata tendenza a ignorare il lavoro di coloro che sono venuti prima di noi. Quanti laureandi leggono vecchi lavori empirici? ... Un modo sicuro di deprezzare il nostro *stock* di conoscenze, e così ridurre la probabilità che noi "sappiamo" più dei nostri predecessori, è di ignorare il loro lavoro. Terzo, temo che in parte il nostro fallimento nel fare progressi non ostante tecniche più potenti sia dovuto proprio alla nostra infatuazione nei loro confronti ... che un marxista (esistono, ne abbiamo sentito parlare un po' tutti) potrebbe chiamare "feticismo delle tecniche". ... Questo non significa che i progressi

delle tecniche non possano essere utili e divertenti. Alcune sono utili. Alcune sono divertenti. Per qualcuno. [?]

Forse basta cambiare la data in testa a queste conclusioni e tenerle per buone, registrando semmai la crescita del tasso di deprezzamento dello stock di conoscenze.

In effetti, i risultati empirici di nuova generazione, costruiti con le strategie alternative, non si discostano in modo sostanziale da quelli ottenuti vent'anni prima dallo stesso Freeman.

Ma così come la separazione fra Freeman e Medoff da una parte e Lewis dall'altra era avvenuta in un primo momento sul terreno dei concetti - secondo l'interpretazione in apertura di questo capitolo, per lo meno - per tornare in un momento successivo su quello empirico, riformulando diversamente risultati già di fatto disponibili - vale a dire: manipolando la varianza delle stesse equazioni del salario stimate da Lewis - è forse possibile che si ottenga un progresso analogo percorrendo lo stesso giro nella direzione opposta.

La letteratura che ho descritto - chiamandola strategia alternativa - si scosta da quella che la ha preceduta soprattutto per le tecniche e per la forma dei suoi risultati. Sul terreno dei concetti lo scostamento è minore, ma sensibile. L'oggetto di questi studi é infatti - almeno nel caso di [?] e [?] - diverso rispetto a quello dei lavori considerati in precedenza: " ... il ruolo dei fattori istituzionali e del mercato del lavoro nei recenti cambiamenti della distribuzione del salario" [?].

Per completare l'immagine usata in apertura del capitolo, riprendo la sua parte finale. Secondo quell'interpretazione, Freeman e Medoff erano di fronte a (iii) risultati empirici presentati da Lewis, che non potevano tuttavia

essere reinterpretati immediatamente entro il nuovo quadro di corrispondenze - istituite dagli stessi Freeman e Medoff - ma (iv) andavano riformulati.

La logica della riformulazione è coincisa con quella che ho chiamato strategia standard. La strategia alternativa segue da quella in modo piuttosto diretto, estendendone la portata.

DFL così (v) dispongono di un risultato empirico più complesso ma analogo, e per analogia (vi) moltiplicano la corrispondenza *attorno* alla doppia corrispondanza tra defezione/protesta e competizione/monopolio dall'altro.

### 3.3 Alcuni risultati

rif.	autori	dati e analisi	risultati principali
[?]	Freeman '80 - USA	campione simulta- neo/individuale (CPS) e simultaneo/di im- presa (EEC) - analisi distributiva, OLS, decomposizione della varianza <i>within-</i> <i>between</i> e calcolo dell'impatto netto	Fra il '73 e il '76 l'effetto del sindacato sulla dispersione salariale <i>nel</i> settore organizza- to (riduzione) domina l'effetto <i>fra</i> i settori (aumento).
[?]	Freeman '82 - USA	campione simulta- neo/individuale - analisi distributiva, OLS	il sindacato riduce la dispersione salariale <i>nelle</i> imprese in cui contratta.
[?]	Hirsch '80 - USA	campione simulta- neo/di impresa (EEC) - analisi distributiva, OLS, 2SLS, 3SLS	Fra il '73 e il '75 il sindacato riduce la di- spersione delle retribuzioni <i>tra</i> settori indu- striali sia nel comparto manifatturiero, sia nel comparto non manifatturiero - più signi- ficativamente quando misurata dall'indice di Gini piuttosto che dalla varianza.
[?]	Kahn e Curme '87 - USA	campione di dati si- multanei/individuali (CPS) - OLS e variabili strumentali (la varia- bile dipendente è la varianza dei logaritmi dei salari)	Il tasso di sindacalizzazione del settore cui appartengono riduce la dispersione salariale delle imprese <i>non</i> sindacalizzate ( <i>spillover</i> <i>effect</i> ).
			<i>continua ...</i>

rif.	autori	dati e analisi	risultati principali
[?]	Freeman '91 - USA	campioni di dati simultanei/individuali (CPS) e longitudinali/individuali - OLS e decomposizione della varianza <i>within-between</i> e calcolo dell'impatto netto; effetti fissi e correzione del <i>selection-bias</i>	Negli anni '80 il declino del tasso di sindacalizzazione il 20 % della crescita della deviazione standard del salario.
[?]	Card '92 - USA	campione diviso in quintili	Nel 1987 il wage-gap stimato simultaneamente decresce nei quintili, variando fra il .35 del primo quintile e il -.10 del quinto. La stima longitudinale indica che i lavoratori sindacalizzati sono positivamente selezionati nei primi quintili e negativamente negli ultimi. Corrette le stime simultanee con quelle longitudinali e con quelle degli errori di classificazione, il sindacato riduce la varianza dei salari del 7 %. Fra il 1973 e il 1987 il cambiamento nel livello e nella distribuzione della sindacalizzazione spiega il 20% dell'aumento della dispersione salariale.
			<i>continua . . .</i>

rif.	autori	dati e analisi	risultati principali
[?]	Murphy, Sloane e Blackaby '92 - UK	campione di dati simultanei/individuali - correzione per la scelta del settore (Probit), OLS e decomposizione della varianza	La differenza fra la varianza dei salari nei settori sindacalizzato e non è in larga misura attribuibile a differenze nelle caratteristiche osservate e non
[?]	Lemieux '93 - USA, Canada	campioni simultanei/individuali e longitudinali/individuali (LMAS, CPS) - regressione OLS per terzi, OLS, effetti fissi e correzione del <i>selection-bias</i> , decomposizione della varianza <i>within-between</i> e calcolo dell'impatto netto, analisi <i>regression-based</i> della distribuzione congiunta di salari, <i>union status</i> e caratteristiche	Nel 1986 il differente tasso di sindacalizzazione spiega il 40% della varianza dei salari fra USA e Canada. In Canada il sindacato riduce la varianza complessiva dei salari del 6.8%; riduce la varianza dei salari tra lavoratori maschi e <i>aumenta</i> quella tra le lavoratrici, mentre riduce la differenza fra i rispettivi salari medi. Il confronto con gli USA é operato utilizzando i risultati di [?].
[?]	Gosling e Machin 94 - UK	serie di campioni simultanei/di impresa - stima di massima verosimiglianza della varianza condizionale	La diminuzione del numero di imprese che riconoscono (contrattano) il sindacato spiega fra il 1980 e il 1990 l'11-17% dell'aumento della dispersione salariale.
			<i>continua ...</i>

rif.	autori	dati e analisi	risultati principali
[?]	Chaikowski e Slotsve '96 - USA	serie di campioni simultanei/individuali (CPS) - analisi distributiva	In tutti gli anni fra il 1982 e il 1990 la distribuzione salariale dei lavoratori iscritti al sindacato domina secondo il criterio di Lorenz (diseguaglianza) e secondo il criterio di Lorenz Generalizzato (benessere) quella dei lavoratori non iscritti. L'indice di Gini cresce nel periodo per entrambe.
[?]	Reilly '96 - Canada	campione di dati simultanei/individuali - equazioni simultanee per il salario e il tasso di sindacalizzazione a livello di azienda	Dopo aver controllato per il tasso di sindacalizzazione a livello di azienda, si osserva un differenziale di salario a favore degli iscritti al sindacato solo nelle aziende nelle quali l'adesione al sindacato è nell'intervallo 1-25%.
[?]	Card '96 - USA	campione di dati longitudinali/individuali (CPS matched panels) - modello a effetti casuali e correzione per gli eventuali errori di classificazione con informazione esterna	L'affiliazione al sindacato aumenta il salario dei lavoratori con <i>skill</i> osservato basso più che quello dei lavoratori con <i>skill</i> osservato alto, non ostante gli iscritti al sindacato siano positivamente selezionati sulla coda bassa della distribuzione degli skill osservati e negativamente su quella alta.
			<i>continua . . .</i>

rif.	autori	dati e analisi	risultati principali
[?]	DiNardo, Fortin e Lemieux '98 - USA	due campioni simultanei/individuali (CPS) - <i>kernel density estimation</i> , visualizzazione delle densità controfattuali e decomposizione sequenziale del cambiamento delle distribuzioni nei fattori che lo spiegano	Fra il 1979 e il 1988 il declino del tasso di sindacalizzazione spiega il 21% dell'aumento dell'indice di Gini fra i lavoratori maschi e il 5% del suo aumento fra le lavoratrici (in entrambi i casi il fattore esplicativo più importante nel periodo è il cambiamento del minimo salariale).
[?]	Machin '97 - UK	due campioni simultanei/individuali - regressione OLS per terzi, OLS, decomposizione della varianza <i>within-between</i> e calcolo dell'impatto netto	Il sindacato riduce la varianza complessiva dei salari del 20% nel 1983 e del 13% nel 1991.
[?]	DiNardo e Lemieux '97 - USA, Canada	due campioni simultanei/individuali (CPS) - <i>kernel density estimation</i> , visualizzazione delle densità controfattuali, decomposizione della varianza <i>within-between</i> e calcolo dell'impatto netto	Fra il 1981 e il 1988 le differenze nella sindacalizzazione e nel minimo salariale spiegano i 2/3 della differenza nella crescita della diseguaglianza fra USA e CANADA.
			<i>continua ...</i>

rif.	autori	dati e analisi	risultati principali
[?]	Card '98 - USA	due campioni simultanei/individuali (CPS) - divisione del campione in decili, OLS e decomposizione della varianza <i>within-between</i> incrociando i periodi (1973-1993)	Negli ultimi 25 anni il declino del tasso di sindacalizzazione spiega il 10-20 % dell'aumento della dispersione salariale fra i lavoratori maschi, mentre non ha avuto effetto sulla disegualianza fra le lavoratrici (diminuzione della <i>membership</i> fra le lavoratrici a basso salario e aumento fra quelle a alto salario)
[?]	Bell e Pitt '98 - UK	serie di campioni simultanei/individuali - <i>kernel density estimation</i> , <i>bootstrap</i> , decomposizione della varianza <i>within-between</i> e calcolo dell'impatto netto, visualizzazione delle densità controfattuali	Negli anni '80 il declino del tasso di sindacalizzazione spiega il 20% dell'aumento della dispersione salariale

abbrv.	significato	note
CPS	<i>Current Population Survey</i>	Indagine periodica del <i>Bureau of Census</i> statunitense. Il campione é organizzato in 8 gruppi di rotazione, ciascuno dei quali rimane 4 mesi nel campione, ne esce per 8 e vi rientra per altri 4, per poi uscirne definitivamente. Ciascun gruppo, dunque, risponde 8 volte. Il questionario somministrato ai gruppi che rispondono per la quarta e per l'ottava volta (c.d. <i>uscenti</i> ) contiene - dal maggio del 1973 - domande sul salario settimanale abituale, l'orario settimanale abituale, l'affiliazione al sindacato e un'ampia gamma di caratteristiche del lavoratore. In particolare, viene chiesto al lavoratore se è affiliato a un sindacato e, se non lo è, se è coperto da un contratto collettivo. Le domande del questionario sono riferite alla settimana precedente o a grandezze settimanali abituali.
... matched panel	<i>CPS. Outgoing Rotation Group Supplement</i>	Contiene informazioni sugli individui appartenenti ai due gruppi di rotazione <i>uscenti</i> della CPS. Metà di questi risponde per la seconda volta. Il <i>Bureau of Labor Statistics</i> ha elaborato un algoritmo per riconoscerli in base alle risposte e a una soglia critica di probabilità convenzionale. L'applicazione di questo algoritmo produce un campione longitudinale di dimensione normalmente inferiore alla metà degli appartenenti ai gruppi <i>uscenti</i> .
... 1977 validation	<i>CPS. Validation Supplement</i>	Nel 1977 al questionario è stata aggiunta la richiesta di indicare l'identità del datore di lavoro. Le risposte sono state impiegate per somministrare un questionario analogo ai datori di lavoro.
EEC	<i>Expenditures for Employee Compensation</i>	Indagine periodica del <i>Bureau of Labor Statistics</i> statunitense che raccoglie dati medi di impresa. Un'impresa viene classificata come <i>unionized</i> se oltre il 50% dei lavoratori sono iscritti al sindacato. Il salario orario rilevato comprende tutte le voci della retribuzione: ( <i>total compensation per manhour</i> )
LMAS	<i>Labour Market Activity Survey</i>	Indagine periodica di <i>Statistics Canada</i> condotta sui gruppi di rotazione della <i>Canadian Labour Force Survey</i> (circa 70.000 individui nel 1987). Contiene sia informazioni istantanee che informazioni longitudinali sull'occupazione (sino a un massimo di 5 occupazioni in un anno), momento e motivi dell'eventuale cambiamento di occupazione, salario orario, <i>union status</i> , <i>union coverage</i> e altre caratteristiche individuali. Le domande del questionario sono riferite all'intero anno precedente.

## 4 Un modello statistico di riferimento

Non è possibile indagare - tanto sul piano teorico quanto empiricamente - la relazione fra diseguaglianza e contrattazione del salario senza allo stesso tempo fare riferimento a una qualche idea di giustizia distributiva, a una stilizzazione dell'assetto contrattuale e - a meno di non prendere partito per un'idea di giustizia distributiva *estrema* (vedi p. ??) - a una teoria della determinazione del salario.

Le prime due sono state l'oggetto dei capitoli precedenti.

Nel capitolo ?? (p. ??) richiamo alcuni risultati della *teoria della diseguaglianza* utili a caratterizzare le differenti idee di giustizia che potrebbero sostanziare l'indagine.

Queste premesse servono, così come all'indagine della relazione fra diseguaglianza e contrattazione del salario, per l'interpretazione della letteratura e dei suoi risultati, tanto dal punto di vista quantitativo, quanto dal punto di vista qualitativo.

È tuttavia utile farle precedere dall'esame di una variante estremamente semplificata della relazione. . . . Alla diseguaglianza - anche quando è intesa in senso puramente ordinale - è comunque possibile associare un numero.<sup>44</sup> La contrattazione deve - per essere significativamente messa in relazione a qualcos'altro - poter essere di almeno due specie.<sup>45</sup> Il prossimo punto (?? (p.

---

<sup>44</sup>Nel caso più semplice, è possibile associare ad ogni vettore sotto inchiesta un indice che assume convenzionalmente il valore zero per segnalare l'assenza di diseguaglianza e uno per segnalarne la presenza.

<sup>45</sup>Individuale e collettiva, ad esempio, o coordinata mediante un meccanismo di mercato e istituzionalmente.

??) discute le relazioni che, in questo caso, legano diseguaglianza e contrattazione. La discussione è confinata alle proprietà ipoteticamente osservabili - o, meglio, alle proprietà che possono essere oggetto di inferenza - di queste relazioni, sulla scorta di una descrizione stilizzata dell'evidenza empirica disponibile. Il modello statistico che emerge da questa discussione serve da punto di riferimento per il prosieguo del lavoro.

Con  $\mathbf{w}$  indico un vettore di salari osservabile di dimensione  $n$  e con  $\mathbf{x}_j$  ( $j = 1, 2, \dots, m$ ) le sue - eventuali e di qualunque genere - covarianti. Gli  $m + 1$  vettori così definiti riassumono le caratteristiche della popolazione campionata, a meno della contrattazione. Indico l'informazione campionaria disponibile in un istante del tempo con gli stessi simboli sormontati da un accento circonflesso:  $\tilde{\mathbf{w}}, \tilde{\mathbf{x}}_j, \tilde{n} \dots$ . Un cappuccio sulle variabili indica infine i valori stimati:  $\hat{\mathbf{w}}, \hat{\mathbf{x}}_j, \hat{n} \dots$

Le ipotesi introdotte più sopra possono essere condensate nelle seguenti definizioni:

**Definizione 1** *La diseguaglianza è una proprietà degli elementi dell'insieme  $D := \bigcup_{n=2}^{\infty} \mathbf{R}_+^n$ . Un indice di diseguaglianza è una funzione  $d : D \rightarrow \mathbf{R}$ .*<sup>46</sup>

**Definizione 2** *La contrattazione è descritta associando un vettore  $\mathbf{c}$  a  $\mathbf{w}$ , con  $c_i \in \{0, 1\}$ . Adotto la convenzione che i salari cui è associato uno zero non sono stati contrattati collettivamente.*

Se  $d(\cdot)$  - qualunque forma abbia - ha per argomento  $\mathbf{w}$ , chiamo l'idea di diseguaglianza che lo sottende *estrema*, perchè non dipende in alcun modo dal

---

<sup>46</sup>La stessa definizione apre [?]

rapporto giuridico sottostante il salario. Se viceversa nella valutazione della diseguaglianza gli elementi di quel rapporto giuridico - ad esempio la durata, il tipo e l'intensità della prestazione, o la *qualità* del lavoratore e dell'impresa - hanno un peso, l'argomento di  $d(\cdot)$  è un vettore ottenuto trasformando  $\mathbf{w}$  secondo una regola:

$$\mathbf{w}^* = q(\mathbf{w}, \mathbf{A}) \quad (17)$$

dove  $q : \mathbf{R}^{n \times (k+1)} \rightarrow \mathbf{R}^n$  e  $\mathbf{A}$  è la matrice ottenuta accostando  $k$  fra gli  $\mathbf{x}_j$  in colonne. In questo caso chiamo l'idea di diseguaglianza *multiforme*.<sup>47</sup> La ragione di questa denominazione è duplice. Da un lato, sarebbe possibile trattare questo caso, alternativamente, adattando la definizione di diseguaglianza e sostituendo all'indice di diseguaglianza semplice definito sopra (??) un indice di diseguaglianza *multidimensionale* dipendente da  $\mathbf{w}$  e dai  $k$   $\mathbf{x}_j$  prescelti. Sulle differenze e i punti di contatto fra i due approcci torno nel ?? (p. ??). D'altro lato, non è a priori certo che questi due approcci - eventualmente combinati fra loro - bastino a caratterizzare tutte le soluzioni soddisfacenti del problema di valutazione della diseguaglianza salariale in presenza di covarianti significative. In altri termini, non è certo che siano, sul piano *formale*, sufficientemente flessibili.

Nel caso *estremo* il termine di paragone contro cui valutare la diseguaglianza è la perfetta eguaglianza - quanto al salario - fra i lavoratori. Nel

<sup>47</sup>Un esempio molto semplice della differenza fra un'idea di diseguaglianza *estrema* e una *multiforme* è legato alla scelta della variabile di interesse fra la retribuzione in una unità di tempo - per dire: settimanale - e il salario orario. Se si sceglie di misurare la diseguaglianza del salario orario, occorre ovviamente trasformare la retribuzione settimanale dividendola per le ore lavorate.

caso *multiforme*, è invece la perfetta eguaglianza - quanto a  $\mathbf{w}^*$  - fra ipotetici lavoratori equivalenti.

Assumo che  $d(\cdot)$  dipenda da  $\mathbf{w}$  e, in prima battuta, che non si osservino le covarianti  $\mathbf{x}_j$ , o che le si giudichi per qualche motivo irrilevanti. Nonostante il problema di descrivere e stimare la relazione fra diseguaglianza e contrattazione sia estremamente semplificato, le osservazioni che questo caso consente di svolgere sono importanti per quelli che presento successivamente.

Suddiviso  $\tilde{\mathbf{w}}$  in accordo a  $\tilde{\mathbf{c}}$ ,<sup>48</sup> è possibile misurare la diseguaglianza di tre vettori di salari:  $\tilde{d}_t = d(\tilde{\mathbf{w}})$ ,  $\tilde{d}_{nu} = d(\tilde{\mathbf{w}}_{nu})$ ,  $\tilde{d}_u = d(\tilde{\mathbf{w}}_u)$ , dove  $t$  sta per totale,  $nu$  per non contrattato collettivamente e  $u$  per contrattato collettivamente. Il quadro della diseguaglianza campionaria così - esaustivamente, poichè non è possibile calcolare nessun altro valore interpretabile - tracciato è associato a un particolare *stato* della contrattazione. Quest'ultimo è - altrettanto esaustivamente, poiché il peso relativo dei due modi della contrattazione deve sommare a uno - riassunto dal peso relativo di un modo della contrattazione:  $\tilde{u}r = n(\tilde{\mathbf{w}}_u)/n(\tilde{\mathbf{w}})$ , dove  $n(\cdot)$  è un operatore che restituisce la dimensione del vettore cui è applicato.

Per delineare la relazione che potrebbe aver generato questi valori descrittivi, ipotizzo che  $\tilde{\mathbf{w}}$  e  $\tilde{\mathbf{c}}$  siano stati estratti a caso da una distribuzione di probabilità congiunta  $g(w, c)$ , a priori non nota. La sua definizione non garantisce che  $d(\cdot)$  possa essere calcolato conoscendo soltanto la distribuzione di probabilità del salario. Essendo nota la stima del numero dei lavoratori della popolazione campionata è comunque possibile estrarre dalla distribuzione di

---

<sup>48</sup>Vale a dire: costruiti il vettore dei salari contrattati collettivamente e quello dei salari non contrattati collettivamente

probabilità tutta l'informazione necessaria, così che la stima della disegualianza può essere espressa come  $\hat{d} = d(\hat{n}, \hat{g}_w(w))$ . La stima del peso relativo della contrattazione collettiva può invece essere espressa come  $\hat{u}r = \hat{E}[c]$ .

La relazione fra disegualianza totale e contrattazione può allora essere stimata sulla scorta di un modello statistico come:

$$d(\hat{n}, \hat{g}_w(w)) = f_t(\hat{E}[c]) \quad (18)$$

mentre quella fra la disegualianza nei singoli gruppi e contrattazione:

$$d \left( \hat{n}_i, \hat{g}_{w,i} \left( w | c = \begin{cases} 0 & \text{se } i = nu \\ 1 & \text{se } i = u \end{cases} \right) \right) = f_i(\hat{E}[c]), \quad i = \{nu, u\} \quad (19)$$

Il peso relativo della contrattazione collettiva compare nelle (??) e (??) come variabile indipendente. Ciò non ostante, la stima delle (??) e (??) non può mostrare - a meno di non osservare sistematicamente un ordine di precedenza nel cambiamento delle variabili - il verso di una relazione causale, ma al più una semplice associazione.<sup>49</sup>

Supponendo di aver stimato  $g(w, c)$  o un insieme di parametri che la caratterizzano:

$$\hat{g}_w(w) = \int_c \hat{g}(w, c) dc$$

---

<sup>49</sup>Questa osservazione vale in modo ovvio se  $f_i$  può essere espresso tramite una funzione invertibile. Anche prescindendo da possibili errori di specificazione, e in particolare dall'omissione di variabili rilevanti, può tuttavia essere estesa al caso di funzioni non invertibili.

e:

$$\hat{E}[e] = \int_c \int_w \hat{g}(w, c) dw dc$$

Per la distribuzione dei salari contrattati collettivamente vale:

$$\hat{g}_{w,u}(w|c = 1) = \int_{c=1} \hat{g}(w, c) dc$$

e per quelli contrattati non collettivamente una scrittura analoga.

Se si dispone di dati longitudinali o di più campioni istantanei - ovvero *cross-sezionali* - che é possibile interpretare come *esperimenti naturali* - ad esempio dati raccolti in un diverso istante di tempo o in un diverso luogo, ma grosso modo confrontabili - e se questi dati sono caratterizzati da una variazione non trascurabile di  $u$ , le (??) e (??) possono allora essere agevolmente stimate.

Se, ad esempio, si scegliesse per  $f_i$  una specificazione lineare  $f_i(ru) = \alpha + \beta ru$ , si potrebbero interpretare  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\alpha} + \hat{\beta}$  come, rispettivamente, il livello di diseguaglianza atteso quando tutti i salari fossero contrattati collettivamente e non collettivamente, e  $\hat{\beta}$  come la variazione della diseguaglianza attesa in corrispondenza di una variazione marginale del peso relativo della contrattazione collettiva.

Se si dispone solo di dati istantanei le (??) e (??) sono invece pleonastiche, e da relazioni si riducono a coppie di valori stimati. Le stime della diseguaglianza per l'intera popolazione e i due sottogruppi non possono infatti essere messe in relazione a  $r\hat{u}$ , che ha una distribuzione degenere. Calcolare  $\hat{d}_t$ ,  $\hat{d}_{nu}$

e  $\hat{d}_{nu}$  non è comunque inutile sotto determinate ipotesi relative a  $d(\cdot)$ .<sup>50</sup> In primo luogo, perché consente di spartire il carico della disuguaglianza fra i diversi *modi* della contrattazione. Ammesso - senza tuttavia in questo caso poterlo dimostrare - che la disuguaglianza *dipenda* in modo sostanziale dalla contrattazione:

$$\begin{aligned} \hat{d}_t \equiv & \text{la disuguaglianza totale è eguale alla somma} & (20) \\ & \hat{d}_u & \text{della parte attribuibile alla contrattazione collettiva,} \\ & + \hat{d}_{nu} & \text{di quella attribuibile alla contrattazione non collettiva} \\ + (\hat{d}_t - \hat{d}_u - \hat{d}_{nu}) & & \text{e di una parte residuale} \end{aligned}$$

In secondo luogo, perchè consente di misurare la differenza:

$$\hat{d}_{nu} - \hat{d}_u \tag{21}$$

di immediata interpretazione.

---

<sup>50</sup>Anticipando la materia del punto ?? (p. ??),  $d(\cdot)$  deve consentire un'interpretazione cardinale e la disuguaglianza delle parti deve essere inferiore alla disuguaglianza dell'insieme. Se, oltre a ciò,  $d(\cdot)$  è additivamente decomponibile, è possibile interpretare sostantivamente la parte residuale della (??).

## 5 Alcuni temi e risultati della teoria della diseguaglianza

La definizione di diseguaglianza che ho adottato in via preliminare (def. ?? di p. ??) permette di porre agevolmente il problema del suo possibile legame con altri caratteri della realtà sociale. Secondo quella definizione, la diseguaglianza è una proprietà misurabile degli elementi di un insieme. L'insieme rappresenta la realtà sociale o un suo aspetto ed è senz'altro possibile mettere a tema la relazione fra le proprietà dei suoi elementi (vedi il punto ?? a p. ??).

Per completare quella definizione, evidentemente ellittica, è *necessario* immaginare la realtà sociale come sarebbe se fosse giusta e rappresentarne l'aspetto rilevante costruendo l'intero insieme o solo l'elemento corrispondente a quello di cui si vuole misurare la diseguaglianza. Nel senso più profondo del termine la diseguaglianza è la *difformità* fra i due elementi detti. In questo senso, la diseguaglianza è immediatamente il concetto operativo dell'ingiustizia sociale (vedi il punto ?? a p. ??).

La stessa idea può essere riarticolata distinguendo due operazioni concettuali. La prima è individua la qualità dello spazio i cui elementi, se fossero egualmente distribuiti renderebbero la società giusta. La seconda determina quando due distribuzioni osservate, valutate contro una comune distribuzione eguale di riferimento, sono l'una più diseguale dell'altra (vedi il punto ?? a p. ??).

Attorno alla seconda si è formata, per gemmazione dall'economia politica,

una (quasi-)disciplina relativamente autonoma.<sup>51</sup> Qui di seguito riferisco e discuto - nei limiti di quanto è necessario all'economia del mio lavoro - alcuni temi e alcuni risultati che, sotto varia forma, ricorrono in questa *teoria della diseguaglianza*.

---

<sup>51</sup>In un recente intervento, Serge-Christophe Kolm [?], uno dei suoi *fondatori* sostiene che “... è arrivata a un punto nel quale, secondo un punto di vista comune, in quest’area tutto - o tutto l’importante - è stato detto. Questo punto di vista è discutibile. Da un lato, la stessa cosa avrebbe potuto essere affermata molto tempo fa, perchè le proprietà fondamentali sono state presentate sin dai primi inizi. D’altro lato, rimane molto lavoro da fare. Ma questo lavoro dovrebbe concentrarsi attorno al problema concettuale di fondo, vale a dire il significato *sostanziale* delle proprietà matematiche, dove *sostanziale* - in opposizione a meramente formale o matematico - rimanda a considerazioni di ordine logico, di giustizia distributiva o delle altre categorie di giudizio etico, della struttura sociale e dei modi di sentire sociali. L’importanza che ha l’esame dei significati sostanziali e fondamentali è immediatamente evidente. I casi nei quali si può affermare con certezza che una distribuzione è meno diseguale di un’altra possono essere ricondotti a sequenze o associazioni di sostituzioni di tutti i redditi inferiori o superiori a una certa soglia con il reddito-soglia (*riduzioni*, per *truncations*), redistribuzioni in parti eguali della stessa frazione di tutti i redditi (*concentrazioni*) o casi intermedi come riduzioni relative di tutte le deviazioni dei redditi dalla media in proporzione non decrescente al crescere della distanza. Nel largo numero di casi diversi da questi, è possibile a priori affermare tanto che una è più diseguale dell’altra quanto il contrario, e la scelta deve essere difesa con argomenti specifici, la cui validità dipende dal problema sotto esame e dal tipo di confronto. Dunque la trattazione del problema di misurare la diseguaglianza dei redditi deve prendere le mosse individuando i diversi criteri di confronto, le loro ragioni, il loro significato e le relazioni fra loro e con le proprietà formali.”

## 5.1 Proprietà assiomatiche degli indici di diseguaglianza

Nel senso indicato sopra, il cuore della teoria della diseguaglianza è l'indagine dei modi di valutare la difformità fra un vettore - la distribuzione osservata - e un vettore perfettamente eguale di pari dimensione - la distribuzione per ipotesi giusta. In accordo alla definizione preliminare, l'indice  $d(\cdot)$  misura la diseguaglianza - direttamente o rispecchiando l'ordinamento che induce nel suo insieme di definizione. È allora possibile far corrispondere a *variazioni* nella forma di un vettore che abbiano un *effetto* sulla diseguaglianza determinato a priori<sup>52</sup>, le opportune restrizioni sulla forma funzionale di  $d(\cdot)$ . Le proprietà che discuto nel seguito realizzano questo genere di corrispondenza, e sono ordinate secondo che la variazione di forma riguardi i singoli elementi e non la loro somma - *redistribuzione* - la somma - *composizione di redditi* - o la numerosità degli elementi - *composizione di popolazioni*.

### 5.1.1 Redistribuzioni

**Proprietà 1** *Se*  $\forall i, j w_i = w_j : d(\mathbf{w}) = 0$

La proprietà ?? - *zero all'eguaglianza* - richiede che quando tutti gli elementi di  $\mathbf{w}$  - il vettore di cui si misura la diseguaglianza - sono eguali l'indice di diseguaglianza sia nullo<sup>53</sup>. Dal punto di vista sostanziale, equivale

---

<sup>52</sup>Le ragioni a priori per considerare un vettore più diseguale dell'altro dovrebbero poter essere, in linea di principio, ricondotte all'ipotesi che la distribuzione perfettamente eguale sia giusta. La stessa ipotesi separa concettualmente queste ragioni dalla *qualità* della distribuzione sotto esame.

<sup>53</sup>Se contemporaneamente valgono la ?? e la ?? l'indice è nullo *solo* in questo caso.

tra l'altro ad assumere che tutta l'informazione rilevante per *riconoscere* la diseguaglianza sia riassunta da  $\mathbf{w}$ .<sup>54</sup>

Non ostante sia senz'altro possibile interpretarla come una redistribuzione - ogni vettore di dimensione e somma date può essere trasformato in un vettore analogo ma certamente meno diseguale sostituendo ad ogni elemento la media aritmetica - la ?? ha, dal punto di vista formale, un ambito di applicazione più esteso. In effetti, ammette e risolve il confronto fra i vettori con elementi eguali e tutti gli altri. Non è possibile ridurre il suo ambito di applicazione perché non esiste un criterio di confronto fra vettori con elementi eguali. Questa circostanza potrebbe essere letta come un'indicazione a favore di una concezione puramente relativa della diseguaglianza. L'indipendenza del verdetto di eguaglianza dalla numerosità e dalla somma del vettore sotto inchiesta, potrebbe infatti essere estesa, per simmetria, al verdetto opposto. Contro questa lettura: (i) eguaglianza e diseguaglianza non sono concetti simmetrici, proprio perché il primo non è determinabile nel grado, e (ii) l'eguaglianza potrebbe essere determinata nel grado solo confrontando la *qualità* delle distribuzioni e con ciò rimuovendo l'ipotesi che fonda la teoria della diseguaglianza.<sup>55</sup> Inoltre (iii) la ?? è soddisfatta tanto

---

<sup>54</sup>Infatti, la proprietà ?? autorizza a escludere che ci sia diseguaglianza sulla base della sola conoscenza di  $\mathbf{w}$ . Non si tratta di una assunzione di poco conto, considerato che "... gli aspetti matematici dell'ordinamento di vettori dati ... tendono nella maggior parte delle applicazioni a scomparire di fronte alle complicazioni e alle ambiguità connesse alla definizione e alla misura di quegli stessi vettori ... Questo è particolarmente chiaro nel caso della diseguaglianza del reddito, un campo nel quale i risultati delle analisi dipendono molto più da come il reddito è definito, dall'unità (individui o famiglie) e dal periodo coperto da rilevazione che dalle procedure statistiche applicate." [?]

<sup>55</sup>Vedi la nota ?? a p. ??.

da indici di diseguaglianza relativa quanto da indici diseguaglianza assoluta di largo uso.<sup>56</sup> In somma, la ?? non suggerisce e non implica una concezione relativa della diseguaglianza.

Quando due vettori differiscono solo per l'ordine degli elementi, è sempre possibile passare dall'uno all'altro moltiplicandoli per una *matrice di permutazione*  $\mathbf{P}$  opportunamente costruita.<sup>57</sup>

**Proprietà 2**  $\forall \mathbf{P} : d(\mathbf{w}) = d(\mathbf{wP})$

La proprietà ?? - *simmetria* - traduce l'idea di *anonimità* delle valutazioni di diseguaglianza e autorizza a prendere in considerazione d'ora in avanti solo vettori riordinati in modo tale che  $0 \leq w_1 \leq w_2 \leq \dots \leq w_n$ .

Due vettori  $\mathbf{w}$  e  $\mathbf{z}$  differiscono per un *trasferimento semplice* se hanno  $n - 2$  elementi eguali e  $\sum w_i = \sum z_i$ . La denominazione segue naturalmente dall'idea che ci siano un vettore di partenza - diciamo  $\mathbf{w}$  - e un vettore d'arrivo - diciamo  $\mathbf{z}$  - e che il secondo sia stato ottenuto dal primo redistribuendo il

---

<sup>56</sup>È forse opportuno menzionare un indice di diseguaglianza relativa che soddisfa la ?? e contiene un criterio implicito per confrontare vettori con elementi eguali: l'indice c.d. di Atkinson definito [?]  $d(\mathbf{w}) = 1 - ede(\mathbf{w})/E[\mathbf{w}]$ , dove  $ede(\mathbf{w})$  restituisce il "livello di reddito *eguale equivalente* ... cioè il livello di reddito pro capite che, se fosse egualmente distribuito fornirebbe lo stesso livello di benessere sociale" fornito da  $\mathbf{w}$ . Per sottolineare che quel criterio -  $ede(\cdot)$  - non confronta la diseguaglianza, ma il benessere associato a vettori con elementi eguali. E per sottolineare - senza tuttavia dimostrarlo - che questa costruzione sostanzialmente non contraddice la fondazione della teoria della diseguaglianza delineata sopra.

<sup>57</sup> $\mathbf{P}$  è una matrice quadrata costituita sia per righe sia per colonne da elementi della base canonica. Se  $\mathbf{a}$  e  $\mathbf{b}$  sono vettori riga che differiscono solo per l'ordine degli elementi vale:  $\mathbf{a} = \mathbf{bP}$ ,  $\mathbf{b} = \mathbf{aP}$ ,  $\mathbf{a}' = \mathbf{Pb}'$  e  $\mathbf{b}' = \mathbf{Pa}'$ .

reddito tra due individui. Un trasferimento semplice è *progressivo* se riduce la differenza fra gli elementi modificati:  $w_j > z_j > z_i > w_i$ . Se all'opposto  $\mathbf{z}$  è il vettore di partenza e  $\mathbf{w}$  quello d'arrivo, lo stesso trasferimento è *regressivo*. Un trasferimento semplice può sempre essere rappresentato ricorrendo ad una *matrice di trasferimento* del genere:

$$\mathbf{T} = \begin{bmatrix} 1 & & \dots & & 0 \\ & p & & 1-p & \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ & 1-p & & p & \\ 0 & & \dots & & 0 \end{bmatrix}$$

Fissando  $0 < p < 1$  il trasferimento è progressivo.<sup>58</sup>

**Proprietà 3**  $\forall \mathbf{T} : d(\mathbf{w}) \geq d(\mathbf{wT})$

Alla proprietà ?? - *principio dei trasferimenti*<sup>59</sup> - viene pressochè unanimemente attribuito uno speciale ruolo fondativo dei giudizi sulla disegualianza. Per così dire, è la *prima fra pari* delle proprietà assiomatiche di un indice di disegualianza.

Per un verso, la sua reputazione è senz'altro dovuta alla stretta analogia che permette di istituire con la *teoria della maggiorizzazione*. Per definizione,  $\mathbf{w} \geq_M \mathbf{z}$  - leggi:  $\mathbf{w}$  maggiorizza  $\mathbf{z}$  - se  $\forall k : \sum_i^k w_i \leq \sum_i^k z_i$ . In altre parole,  $\mathbf{w} \geq_M \mathbf{z}$  se, presi nello stesso numero qualsiasi i più piccoli elementi

---

<sup>58</sup>La matrice di trasferimento sostituisce a due elementi del vettore di partenza una loro media ponderata, invertendo i pesi nei due elementi modificati del vettore di arrivo. Si ha, ad esempio per  $j > i$ :  $z_i = w_i + (w_j - w_i)(1 - p)$  e  $z_j = w_j + (w_i - w_j)(1 - p)$ .

<sup>59</sup>Spesso chiamato “principio di Pigou-Dalton” per eponimia, o evocativamente “principio di Robin Hood”.

di entrambi i vettori<sup>60</sup>, la somma di quelli provenienti da  $\mathbf{w}$  è sempre inferiore o al più eguale alla somma di quelli provenienti da  $\mathbf{z}$ . Sia pure in un senso limitato, perchè ha senso confrontare a questo modo solo vettori che hanno lo stesso numero di elementi e sommano allo stesso totale, “maggiorizzante” può essere inteso come sinonimo di “più diseguale”. Secondo un risultato centrale della teoria della maggiorizzazione<sup>61</sup>, inoltre, ogni vettore maggiorizza quelli che genera tramite l’applicazione di una sequenza finita di trasferimenti progressivi:  $\mathbf{w} \geq_M \mathbf{z} \Leftrightarrow \mathbf{z} = \mathbf{w}\mathbf{T}_1\mathbf{T}_2 \dots \mathbf{T}_L$ . L’ordine indotto dall’operazione di maggiorizzazione<sup>62</sup> corrisponde allora a quello indotto dal principio dei trasferimenti. E la classe di funzioni consistente con detto criterio d’ordine<sup>63</sup> circoscrive l’insieme degli indici di diseguaglianza legittimamente utilizzabili.<sup>64</sup>

---

<sup>60</sup>È possibile esprimere questa condizione con due sommatorie perché, come detto sopra, i vettori sono ordinati.

<sup>61</sup>Dovuto a Hardy, Littlewood e Polya, *INEQUALITIES*, Cambridge University Press 1934, citato in [?].

<sup>62</sup>In ogni iperpiano di uno spazio vettoriale qualsiasi, vale a dire, ancora, nel senso limitato menzionato sopra: per i vettori che hanno lo stesso numero di elementi e sommano allo stesso totale. Spazio che dunque non coincide con il codominio dell’indice di diseguaglianza, ma con un suo sottoinsieme.

<sup>63</sup>Una funzione che rispetta l’ordine indotto dalla maggiorizzazione si dice Schur-convessa.

<sup>64</sup>“... restringendo questo insieme di funzioni, si potrebbe sperare di ottenere un ordine più ricco (che consenta la comparazione di più coppie di vettori). Piuttosto sorprendentemente, tuttavia, se imponiamo che  $d(\cdot)$  rispetti le condizioni di simmetria e convessità in senso ordinario (che implica S-convessità), o persino che sia della forma:  $\sum g(w_i)$  con  $g : \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}$  convessa siamo ricondotti di nuovo al ristretto ordine di maggiorizzazione.” [?]

Per altro verso, il principio dei trasferimenti ha il vantaggio di essere particolarmente chiaro, e difficile da rifiutare sul piano etico una volta accolto quello di simmetria.<sup>65</sup>

### 5.1.2 Composizioni di redditi

Cambiamenti nella stessa direzione del reddito distribuito:

**Proprietà 4**  $\forall \lambda > 0 : d(\mathbf{w}) = d(\lambda \mathbf{w})$

---

<sup>65</sup>La chiarezza e la corrispondenza con un'idea di diseguaglianza - o meglio: un senso di giustizia - intuitiva non dimostrano tuttavia che il principio dei trasferimenti debba avere il ruolo fondativo dei giudizi di diseguaglianza che gli viene per lo più attribuito (tanto meno lo dimostra l'analogia con il risultato, per quanto centrale sia, di una teoria matematica). Kolm, ad esempio, argomenta in senso contrario che "... per quanto riguarda l'indisputabile effetto sulla diseguaglianza, l'estensione appropriata del principio dei trasferimenti dal caso di due individui a quello di un numero  $n$  qualsiasi di individui non è ancora il principio dei trasferimenti, ma una serie di altre proprietà che si riducono ad esso quando  $n = 2$ ." Un raffinamento del principio dei trasferimenti è la *sensibilità ai trasferimenti* [?] oppure *principio dei trasferimenti decrescenti* [?]. Shorrocks e Foster [?] propongono l'esempio illustrativo di "... una situazione nella quale un milionario trasferisce una modesta quantità di reddito (trasferimento regressivo) a un milionario leggermente più ricco e contemporaneamente una ingente quantità (trasferimento progressivo) all'individuo più povero. È difficile credere che chiunque argomenterebbe seriamente che la diseguaglianza è aumentata come risultato della combinazione dei trasferimenti. Questo genere di conclusione eccentrica è però consentito dalla condizione di Pigou-Dalton. Mentre infatti il trasferimento regressivo fa aumentare la diseguaglianza e quello progressivo la fa diminuire, non c'è nessun vincolo alla grandezza relativa dei due effetti. È dunque possibile che un indice che rispetta la condizione di Pigou-Dalton dia maggior peso al piccolo trasferimento fra milionari e ne concluda così che la combinazione dei trasferimenti ha prodotto un aumento della diseguaglianza".

**Proprietà 5**  $\forall \lambda > 0 : d(\mathbf{w}) = d(\mathbf{w} + \lambda \mathbf{i}); \mathbf{i} = [1, 1 \dots 1]$

**Proprietà 6**  $\forall \lambda > 0 : d(\mathbf{w}) = d(\mathbf{w} + \lambda(\theta \mathbf{w} + (1 - \theta)\mathbf{i})); \theta \in [0, 1]$

Le proprietà ?? e ?? sono mutualmente incompatibili, e possono essere ricondotte alla ?? per i valori estremi del parametro  $\theta$ . Le tre proprietà impegnano a un giudizio nelle situazioni in cui si confrontano vettori che sommano a un totale differente. Dunque, non ostante in tutti e tre i casi uno dei vettori certamente maggiorizzi l'altro, il principio dei trasferimenti non è applicabile. Se si mantiene che  $\mathbf{w}$  è il vettore di partenza e  $\mathbf{z}$  - l'argomento a destra dell'uguale, nelle tre varianti - quello d'arrivo, differenti questa volta perchè il secondo è stato ottenuto dal primo incrementando il reddito totale - con  $\sum z_i$  naturalmente eguale nei tre casi - le proprietà incorporano una differente idea su quale sia la distribuzione egualitaria dell'incremento -  $\sum(z_i - w_i)$ . Per la ?? una distribuzione proporzionale ai redditi di partenza - *divisione per unità di moneta* - lascia inalterato il livello della diseguaglianza. Per la ?? lo stesso effetto è associato a una distribuzione in parti eguali - *divisione per testa*. La ?? esprime una posizione intermedia, più vicina all'una o all'altra delle precedenti a seconda del valore scelto per  $\theta$ .

La scelta di quale sia la proprietà che è meglio richiedere ad un indice di diseguaglianza non può dipendere dalla possibilità di confrontare vettori espressi in unità di misura differenti. È infatti sempre possibile farlo trasformandoli prima del confronto e non trasformarli è in linea di principio sempre un errore, sia pure invisibile quando vale la ??.

Kolm [?] suggerisce di chiamare gli indici che rispettano la ?? *di destra*, quelli che rispettano la ?? *di sinistra* e quelli intermedi - che rispettano una qualche specificazione della ?? - *di centro* e per simpatia si possono chiamare

*destrorsa, sinistrorsa e centrista* le tre proprietà. Manterrò queste denominazioni nel seguito. La materia che serve a Kolm da esempio per introdurre la distinzione fra indici di destra e di sinistra è la stessa di questo lavoro [?]: “nel maggio 1968 in Francia, gli studenti radicali innescarono una rivolta studentesca che fu seguita da uno sciopero generale dei lavoratori. Tutto ebbe fine con l’accordo di Grenelle che stabilì un aumento del 13 % di tutti i salari. . . . I radicali ne furono amareggiati e protestarono; dal loro punto di vista, il risultato era un forte aumento della diseguaglianza dei redditi. Ma lo stesso risultato non avrebbe modificato un indice di diseguaglianza . . . (relativa)”. Kolm, oltre ad avvisare che “il termine ‘di sinistra’ . . . non va inteso in senso troppo letterale” osserva che “il problema era quello di un eguale incremento di tutti i redditi e non quello di una loro eguale diminuzione. Ma è proprio il primo problema ad essere rilevante nelle società progressive in cui viviamo”. Questa osservazione suggerisce un legame fra la direzione del cambiamento del reddito e l’*interpretazione* delle tre proprietà. Se l’esempio - per restare nella stessa materia scontando il fatto che rispetto ad allora le società in cui viviamo sembrano decisamente meno progressive - fosse quello di un accordo sindacale *in pejus*, un’opinione radicale sul modo di distribuire il decremento di reddito che lascia inalterata la diseguaglianza dovrebbe probabilmente essere diversa. E senz’altro diversa sarebbe se dovesse selezionare il criterio più adatto a valutare la progressività di un’imposta - ipoteticamente non distortiva - per un gettito fiscale dato. Questi esempi valgono da sostegno all’idea che l’attendibilità degli indici di diseguaglianza dipenda sensibilmente dalla situazione cui vengono applicati. Per questo, tra l’altro, sarebbe inopportuno ridurre le tre proprietà ad una sola.

### 5.1.3 Composizioni di popolazioni

Relazione fra la disuguaglianza del tutto e la disuguaglianza delle parti:

**Proprietà 7**  $d(\mathbf{w}, \mathbf{w}, \dots, \mathbf{w}) = d(\mathbf{w})$

La proprietà ?? - *invarianza alle replicazioni della popolazione* - fissa i giudizi di disuguaglianza che possono essere pronunciati con sicurezza quando si confrontano due vettori di dimensione diversa<sup>66</sup>. Un indice di disuguaglianza che rispetti la ?? deve restituire lo stesso valore per due vettori se è possibile ottenere l'uno replicando un numero indefinito di volte l'altro. In altre parole, se la parte è una copia ridotta del tutto deve essere anche altrettanto diseguale.

La relazione fra la disuguaglianza delle parti e quella del tutto è anche l'argomento delle c.d. *proprietà di decomposizione* degli indici di disuguaglianza. Data una partizione di  $\mathbf{w}$  -  $m$  vettori  $\mathbf{w}^{(i)}$  di dimensione  $n_i$  con  $\sum n_i = 1$  - queste proprietà indicano per lo più l'informazione necessaria per passare dalla disuguaglianza delle parti a quella del tutto ed eventualmente la regola che governa il passaggio. La variante più comune è:

**Proprietà 8**  $d(\mathbf{w}^{(1)} \dots \mathbf{w}^{(m)}) = d(\bar{w}^{(1)}\mathbf{i}^{(1)} \dots \bar{w}^{(m)}\mathbf{i}^{(m)}) + \sum_{i=1}^m c_i d(\mathbf{w}^{(i)})$

dove  $c_i \geq 0$  con  $\sum n_i = 1$  è il peso dell' $i$ -esima parte,  $\bar{w}^{(i)}$  la media aritmetica di  $\mathbf{w}^{(i)}$  e  $\mathbf{i}^{(i)}$  è un vettore di  $n_i$  componenti unitarie. La proprietà ?? - *decomponibilità additiva* - incorpora naturalmente la ?? e consente di

---

<sup>66</sup>La proprietà ?? è, da un altro punto di vista, il crinale che separa gli indici di disuguaglianza da quelli di concentrazione industriale.[?] A questi ultimi si richiede, diversamente, che nel confronto fra vettori di dimensione diversa, l'aggiunta di elementi nulli non abbia conseguenze:  $d(\mathbf{w}, 0) = d(\mathbf{w})$

interpretare la diseguaglianza del tutto come la somma della diseguaglianza tra le parti e di una ponderazione della diseguaglianza nelle parti.

#### 5.1.4 Ordini e classi di indici indotti da gruppi di proprietà assiomatiche

Che sia per necessità o per analogia, la caratterizzazione assiomatica indica per sè l'ideale - irrealizzabile o per lo meno non realizzato - di una costruzione *minima* - nel senso che non è possibile ottenerla da assiomi più elementari - *intuitiva* - nel senso che basta a giustificarla l'ipotesi fondamentale che un vettore con tutte le componenti eguali sia la distribuzione giusta - e *completa* - nel senso che scarta tutti gli indici di diseguaglianza tranne uno. Al più, delle diverse costruzioni che si ottengono variamente combinando le proprietà descritte sopra si può dire per quale verso - e in un certo senso quanto - approssimano questo ideale.

Con (i) le sole proprietà di redistribuzione - fatte salve le possibili obiezioni riguardo il carattere effettivamente minimale del principio dei trasferimenti - si rinuncia alla completezza. Aggiungendo (ii) quelle di composizione si scambia, per così dire, intuizione contro un parziale *recupero* di completezza. I raffinamenti (iii) delle proprietà di redistribuzione e di composizione di popolazioni - ad esempio i principi della sensibilità ai trasferimenti e della decomponibilità additiva - naturalmente contraddicono la richiesta che la costruzione sia minima. Per ogni indice di diseguaglianza immaginabile (iv) - e per quelli di più largo uso è un esercizio che è stato svolto in letteratura - è infine possibile immaginare una o più serie di proprietà che esauriscano le possibilità di scambiare completezza e intuizione.

Lo stesso genere di argomento che - vedi il punto - ha condotto a indicare nella classe degli indici di disequaglianza che rispettano l'ordine di maggiorizzazione  $\geq_M$  quelli legittimamente utilizzabili nel caso (i) vale, opportunamente modificato, per gli altri casi. Ad ogni gruppo di proprietà può essere fatto corrispondere un ordine - incompleto, in effetti un quasi-ordine, salvo che nel caso (iv) - e a quest'ordine una classe di indici - degenerare nel caso (iv) e di dimensione infinita negli altri casi.

La distanza dalla caratterizzazione assiomatica ideale suggerisce di accordare una preferenza alla classe di indici individuata nel caso (i) su quelle individuate in (ii) a queste su quelle individuate in (iii) e così via. L'ordine di maggiorizzazione - in effetti " ... l'unico quasi-ordine universalmente accettato" [?] - consente tuttavia - come detto sopra - di confrontare solo vettori di eguale dimensione e somma.

Le classi di indici individuate nel caso (ii) sono infinite, ma comprese nell'arco tra il criterio di dominanza di Lorenz e il criterio di dominanza assoluta di Lorenz [?]. Il secondo traduce la proprietà sinistrorsa. Il primo, che viceversa traduce quella destrorsa, ha un ruolo centrale nella discussione del prossimo punto.

## 5.2 Varianza dei logaritmi

La media aritmetica dei logaritmi naturali del salario è eguale al logaritmo naturale della media geometrica del salario espresso in moneta:

$$E[\ln w] = \sum_w (1/n) \ln w = \sum_w \ln w^{(1/n)} = \ln \prod_w w^{(1/n)} = \ln G[w] \quad (22)$$

La varianza dei logaritmi naturali del salario, al contrario, non è traducibile in una funzione del salario espresso in moneta di immediata interpretazione:

$$\begin{aligned} \text{Var}[\ln w] &= E[(\ln w)^2] - E[\ln w]^2 = E[(\ln w)^2] - (\ln G[w])^2 \quad (23) \\ &= \frac{1}{n} \sum_w (\ln w - \ln G[w])^2 \end{aligned}$$

**5.2.0.1 Criterio di dominanza di Lorenz e indici di disuguaglianza Lorenz-consistenti.** Arrangiato  $\mathbf{w}$  in modo tale che  $0 \leq w_1 \leq w_2 \leq \dots \leq w_n$ , la *curva di Lorenz* per  $\mathbf{w}$  può essere definita nei punti discreti:

$$L_w[i/n] = \begin{cases} 0 & i = 0 \\ \sum_{k=1}^i w_k / \sum_{k=1}^n w_k & i = 1, \dots, n \end{cases} \quad (24)$$

e per interpolazione lineare altrove.

Quando ovunque in  $[0, 1]$  vale  $L_w[i/n] \geq L_z[j/m]$  si scrive  $\mathbf{w} \succ_L \mathbf{z}$  - leggi:  $\mathbf{w}$  domina  $\mathbf{z}$  secondo il criterio di Lorenz.

Anand [?] dimostra <sup>67</sup> la seguente:

---

<sup>67</sup>La dimostrazione impiega il c.d. *Teorema di Atkinson* [?], di cui la proposizione è da questo punto di vista un corollario. Da un altro punto di vista è però più generale, perchè non richiede che le distribuzioni confrontate abbiano la stessa media e la stessa numerosità. La proposizione di Anand “... mostra che il criterio di dominanza di Lorenz è una proprietà utile... quando lo scopo è una comparazione puramente descrittiva o positiva della disuguaglianza”[?] mentre il *Teorema di Atkinson* riguarda *anche* le comparazioni normative.

**Proposizione 1** *Sia  $\Lambda$  la classe delle misure di diseguaglianza che soddisfanno:*

1. *propr. ?? (p. ??)*

2. *propr. ?? (p. ??)*

3. *propr. ?? (p. ??)*

*Se  $\mathbf{w} \succ_L \mathbf{z}$ , allora  $\forall D \in \Lambda : D[\mathbf{w}] < D[\mathbf{z}]$*

La classe  $\Lambda$  contiene gli *indici di diseguaglianza relativa*.

La proposizione ?? mostra che se due distribuzioni possono essere ordinate secondo il criterio di dominanza di Lorenz, vengono ordinate nello stesso modo dagli indici della classe  $\Lambda$ . Adottando una terminologia frequente: la classe  $\Lambda$  individua *indici di diseguaglianza relativa Lorenz-consistenti*. È forse opportuno sottolineare ancora che questo risultato non è confinato al caso di distribuzioni che hanno la stessa media e la stessa numerosità, e non dipende da ipotesi sulla continuità o sulla concavità degli indici nè tanto meno da ipotesi distributive. La ben meritata reputazione<sup>68</sup> del criterio di Lorenz consente dunque di adottare, almeno in prima istanza, l'appartenenza a questa classe come *rivelatore* per la *convenienza* degli indici.

La varianza dei logaritmi *reagisce* in modo ambiguo. Senz'altro *non* appartiene a  $\Lambda$ . Rispetta infatti le prime due proprietà<sup>69</sup> ma contraddice la

---

<sup>68</sup>Ricorro ancora a Sen [?]: “Ci sono ragioni per ritenere che l’ordinamento generato dalla curva di Lorenz colga l’essenza del concetto di diseguaglianza, compreso il suo carattere incompleto? Fino a un certo punto, la risposta è probabilmente sì . . . ”

<sup>69</sup>Osservato che:

terza <sup>70</sup> – cioè quella cruciale. D’altro canto, una parte non minoritaria della “ ... letteratura rilevante sostiene che le ragioni di insoddisfazione nei confronti della varianza dei logaritmi sono ... (poco) ... convincenti. ... L’opinione prevalente fra coloro che utilizzano la varianza dei logaritmi sembra essere che i casi problematici sono molto improbabili e, in ogni caso, di scarso rilievo, perchè riguardano soltanto i redditi in fondo alla coda alta della distribuzione” [?]. Nelle parole di Creedy <sup>71</sup> “ ... il fatto che la varianza dei logaritmi possa violare il principio dei trasferimenti va considerato al più un *curiosum*”.

Un recente contributo di Ok e Foster <sup>72</sup> [?] scioglie, in modo che credo conclusivo, quest’ambiguità. In particolare mostra che l’*opinione prevalente* dipende dal *tipo* di trasferimento su cui è basata la verifica del grado di

$$1. \ln G[\mathbf{aw}] = \ln \prod_w aw^{(1/n)} = \ln a + \ln \prod_w w^{(1/n)} = \ln a + \ln G[\mathbf{w}]$$

$$2. \ln G[\mathbf{r}] = \ln \underbrace{\prod_{(w, \dots)} w^{(1/sn)}}_{s \text{ volte}} = \ln \prod_w (w^s)^{(1/sn)} = \ln G[\mathbf{w}]$$

la verifica è immediata:

$$1. : \text{Var}[\ln \mathbf{aw}] = \frac{1}{n} \sum_w (\ln aw - \ln G[\mathbf{aw}])^2 = \frac{1}{n} \sum_w (\ln a + \ln w - \ln a - \ln G[\mathbf{aw}])^2 = \text{Var}[\ln \mathbf{w}]$$

$$2. : \text{Var}[\ln \mathbf{r}] = \frac{1}{sn} \sum_{\underbrace{(w, \dots)}_{s \text{ volte}}} (\ln r - \ln G[\mathbf{r}])^2 = \frac{1}{sn} \sum_w \underbrace{(\ln w - \ln G[\mathbf{w}])^2 (\ln w - \ln G[\mathbf{w}])^2 \dots (\ln w - \ln G[\mathbf{w}])^2}_{s \text{ volte}} = \frac{s}{sn} \sum_w (\ln w - \ln G[\mathbf{w}])^2 = \text{Var}[\ln \mathbf{w}]$$

<sup>70</sup>La verifica è nel prossimo punto.

<sup>71</sup>Citate in [?].

<sup>72</sup>Il prossimo paragrafo non se ne discosta troppo. Questa segnalazione sostituisce molti dei riferimenti altrimenti obbligatori.

disaccordo possibile fra criterio di Lorenz e varianza dei logaritmi.

**5.2.0.2 Trasferimenti al margine e sequenze di trasferimenti.** Chiamo  $\mathbf{w}$  e  $\mathbf{z}$  due distribuzioni di eguale numerosità che differiscono solo per una sequenza – finita ed eventualmente composta di un solo trasferimento – di trasferimenti regressivi. Per definizione  $\mathbf{w}$  e  $\mathbf{z}$  hanno la stessa media e  $\mathbf{w} \succ_L \mathbf{z}$ . Quando la varianza dei logaritmi *inverte* l'ordinamento generato dal criterio di Lorenz vale  $\Delta VL_{w,z} \equiv Var[\ln w] - Var[\ln z] > 0$ . Semplifico la notazione ponendo

$$Var[\ln w] = \frac{1}{n} \sum_w (\ln w - \ln G[w])^2 \equiv \frac{1}{n} \sum_w f[w, G_w]$$

In generale si può scrivere:

$$\Delta VL_{w,z} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (f[w_k, G_z] - f[z_k, G_z]) + \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (f[w_k, G_w] - f[w_k, G_z]) \quad (25)$$

separando l'effetto indipendente dal cambiamento della media geometrica (primo addendo) da quello indipendente dal cambiamento della distribuzione (secondo addendo) <sup>73</sup>

Se la sequenza è composta di un solo trasferimento di entità  $\delta > 0$  che coinvolge un individuo più *povero*  $a$  e uno più *ricco*  $b$  preservando l'ordine fra i due la (??) si riduce a:

---

<sup>73</sup>Sommando e sottraendo  $f[w_k, G_z]$  e riarrangiando i termini.

$$\begin{aligned} \Delta V L_{w,z} &= \frac{1}{n}((f[z_a + \delta, G_z] - (f[z_a, G_z])) - (f[z_b, G_z] - (f[z_b - \delta, G_z]))) \\ &+ \sum_{k=1}^n (f[z_k[\delta], G_z[\delta]] - f[z_k[\delta], G_z]) \end{aligned} \tag{26}$$

dove tutti i termini sono riferiti a  $\mathbf{z}$  per semplificare la lettura <sup>74</sup> e in particolare  $\mathbf{z}[\delta] \equiv \mathbf{w}$  e  $G_z[\delta] \equiv G_w$ ).

Dividendo la (??) per  $\delta$  da ambo i lati e calcolando il limite per  $\delta \rightarrow 0$ :

<sup>75</sup>

---

<sup>74</sup>Potrebbero indifferentemente essere riferiti a  $\mathbf{w}$ .

<sup>75</sup>Divisi per  $\delta$ , i primi due termini della (??) – la prima riga – sono rapporti incrementali di  $f$  per variazioni di  $z_a$  e  $z_b$ . Per  $\delta \rightarrow 0$  sono dunque le derivate che compaiono nella (??). Il terzo termine – la sommatoria – si annulla. Sviluppo il calcolo: il limite dà luogo a una forma di indecisione  $0/0$ . Applicata la regola di de L'Hospital il nuovo limite da calcolare è:

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{1}{n} \sum_k \frac{d}{dz} (f[z_k[\delta], G_z[\delta]] - f[z_k[\delta], G_z]).$$

Definite le funzioni:

$$z^\delta \equiv \{\mathbf{z} + \mathbf{e}_a \delta - \mathbf{e}_b \delta, \mathbf{z} + \mathbf{e}_a \delta - \mathbf{e}_b \delta\}, z^\delta : \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}^{2n}$$

$$z^{-\delta} \equiv \{\mathbf{z} + \mathbf{e}_a \delta - \mathbf{e}_b \delta, \mathbf{z}\}, z^{-\delta} : \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}^{2n}$$

$$G^* \equiv \{z_1, \dots, z_n, \prod_{i=n+1}^{2n} z_i^{(1/n)}\}, G^* : \mathbf{R}^{2n} \rightarrow \mathbf{R}^{n+1}$$

$$f_j^* \equiv (\ln G_j^* - \ln G_{n+1}^*)^2, f^* : \mathbf{R}^{n+1} \rightarrow \mathbf{R}, j = \{1 \dots n\}$$

si può riscriverlo così:

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{d}{dz} f^*[G^*[z^\delta[\delta]]] - f^*[G^*[z^{-\delta}[\delta]]]$$

Applicata la regola di differenziazione delle funzioni composte e sostituite le definizioni si ottiene:

$$\left( \frac{\partial G}{\partial z_a} - \frac{\partial G}{\partial z_b} \right) \sum_{k=1}^n \frac{\partial^2 f}{\partial \delta^2}$$

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \Delta V L_{w,z} = \frac{1}{n} \left( \frac{d}{dz_a} f[z_a, G_z] - \frac{d}{dz_a} f[z_b, G_z] \right) \quad (27)$$

La (??), la (??) e la (??) rendono così conto del comportamento della varianza dei logaritmi quando  $\mathbf{w}$  e  $\mathbf{z}$  differiscono, rispettivamente, per una sequenza di trasferimenti, per un trasferimento semplice e per un trasferimento marginale. La loro lettura diventa particolarmente intuitiva immaginando che  $\mathbf{z}$  sia la distribuzione *di partenza* e  $\mathbf{w}$  quella *d'arrivo*. Oppure: immaginando che siano le distribuzioni *pre-* e *post-trasferimento/i*. Poichè per ipotesi  $\mathbf{w} \succ_L \mathbf{z}$  nel passaggio dall'una all'altra la diseguaglianza *diminuisce*. Oppure: il trasferimento è *progressivo*. Una misura di diseguaglianza *conveniente* deve allora *quasi sempre diminuire*. E deve segnalare una differenza *quasi sempre negativa* fra la distribuzione *di partenza* e quella *di arrivo*. L'*opinione* – citata in chiusura del punto precedente – secondo la quale la varianza dei logaritmi si comporterebbe proprio così, si basa essenzialmente sull'esame del segno di un'espressione analoga alla (??).

---

che è nullo perchè sono nulli tutti i termini della sommatoria.

**5.2.0.2.1** Il segno della (??) dipende <sup>76</sup> *solo* dall'inclinazione di  $f[\cdot, G_z]$  in  $z_a$  e  $z_b$ . La figura a p. ?? e la tabella ?? indicano per quali coppie  $z_a, z_b$  la varianza dei logaritmi *inverte*, a seguito di un trasferimento al margine, l'ordinamento indotto dalla curva di Lorenz.

se $z$ è in:	$(0, G]$	$(G, eG]$ <sup>77</sup>	$(eG, \infty)$
inclinazione di $f[z, G]$	negativa	positiva	
curvatura di $f[z, G]$	concava		convessa
se $z_a$ è in:	$(0, G]$	$(G, eG]$	$(eG, \infty)$
mentre $z_b$ è in $(0, G]$	no	...	...
mentre $z_b$ è in $(G, eG]$	no	no	...
mentre $z_b$ è in $(eG, \infty)$	no	possibili	sì

Tabella 3: *Inversioni* nel caso di un trasferimento al margine

**5.2.0.2.2 Esempio: trasferimento al margine** Per valutare la probabilità delle possibili inversioni così individuate, prendo ad esempio la base

---

<sup>76</sup>Per  $n$  ragionevolmente grande. Per  $n = 2$  la varianza dei logaritmi *rispetta* il principio dei trasferimenti. Si riduce infatti a una misura della distanza fra due punti:  $Var[\mathbf{w}] = (1/2)(\ln w_a - \ln w_b)^2$ . Naturalmente, anche la (??) in questo caso è ovunque  $< 0$ , risultando:

$$-(w_a + w_b)(\ln w_b - \ln w_a)/w_a w_b$$

dove, come prima, ci sono un un individuo più *povero*  $a$  e uno più *ricco*  $b$ . L'annotazione tornerà utile nell'esame di una classe di indici di diseguaglianza individuata, fra l'altro, proprio da questo *principio minimo dei trasferimenti* (vedi ...).

<sup>77</sup> $e$  indica la base dei logaritmi naturali  $\approx 2.71828$

di dati studiata da Card [?] <sup>78</sup>. Card riporta, fra l'altro <sup>79</sup>, la media e la deviazione standard dei logaritmi del salario dei lavoratori maschi sindacalizzati e non (negli Stati Uniti, nel 1993). Se questi valori fossero eguali ai parametri che caratterizzano le leggi di distribuzione sottostanti e se queste fossero normali, le leggi di distribuzione sottostanti i salari espressi in moneta sarebbero log-normali e con gli stessi parametri. È la situazione teoricamente più favorevole alla varianza dei logaritmi. Ho estratto un campione semi-casuale da queste ultime <sup>80</sup>, con i risultati sintetizzati qui sotto.

	sindacalizzati	non sindacalizzati
n. osservazioni	100	100
media	14.17	13.22
media geometrica	12.94	11.37
varianza	37.06	52.99
$1 - F_{LN}[eG]$	0.0112	0.0345
$1 - F_{LN}[G]$	0.55	0.45

Le ultime due righe della tabella riportano il valore della controcumulata di frequenza della log-normale  $1 - F_{LN}[\cdot]$  con gli opportuni parametri  $(2.613, 0.415)$  per i lavoratori sindacalizzati e  $(2.359, 0.590)$  per quelli non sindacalizzati – calcolato in corrispondenza di  $e$  volte la media geometrica e della media geometrica del campione generato.

Se due salari vengono estratti a caso da ciascuna distribuzione, la varianza dei logaritmi *inverte* sempre il senso di un trasferimento marginale dall'uno

---

<sup>78</sup>È il più recente fra i lavori che studiano la CPS – descritta in appendice (vedi . . . ) – che è di gran lunga la base di dati più sfruttata in *letteratura*. Inoltre, impiega la varianza dei logaritmi come unica misura della disegualianza.

<sup>79</sup>Purtroppo, come del resto quasi tutta la *letteratura*, non riporta misure di sintesi per il salario espresso in moneta.

<sup>80</sup>Utilizzando *Mathematica*®

all'altro quando entrambi i salari sono oltre  $e$  volte la media geometrica, e qualche volta se uno dei due è nello stesso intervallo mentre l'altro, pur non appartenendovi, è superiore alla media geometrica. È allora possibile costruire un intervallo per la probabilità di *inversione*  $P_I$ :

$$(1 - F_{LN}[eG])^2 < P_I < (1 - F_{LN}[eG])((1 - F_{LN}[G]) - (1 - F_{LN}[eG]))$$

Nei due casi si ha:

	sindacalizzati	non sindacalizzati
$P_I >$	0.0001	0.011
$P_I <$	0.060	0.0143

Sottolineo che questi intervalli non delimitano la probabilità di invertire l'ordinamento fra la distribuzione salariale dei lavoratori sindacalizzati e non, ma la probabilità di invertire l'ordinamento fra ciascuna distribuzione e un'altra *molto* simile. Le mostro entrambe, oltre che per richiamare il tema di questo lavoro, per evidenziare che tanto più la distribuzione considerata è dispersa, tanto maggiore è la probabilità di *inversione*. Nella peggiore delle ipotesi considerate si tratta comunque di una probabilità trascurabile <sup>81</sup>, in accordo all'*opinione prevalente*.

---

<sup>81</sup>Non è tuttavia detto che sia sempre così. Ok e Foster [?] calcolano  $P_I$  sotto diverse ipotesi distributive e approssimando la distribuzione del reddito familiare statunitense del 1970. E trovano, ad esempio, che se la distribuzione teorica è beta-II, la migliore approssimazione della distribuzione osservata,  $P_I = 0.1014$ . Poiché non sempre esiste una soluzione analitica per  $P_I$ , Ok e Foster lo hanno calcolato creando degli algoritmi numerici con *Mathematica*®.

**5.2.0.2.3 Esempio: sequenza di trasferimenti** Le distribuzioni:

$$\mathbf{w} = \{1, 1, 1, 1, 1, 11, 11, 11, 11, 11\} \quad \mathbf{z} = \{1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 51\}$$

sommano allo stesso reddito totale (60) e differiscono per una sequenza di quattro trasferimenti regressivi. Vale naturalmente  $\mathbf{w} \succ_L \mathbf{z}$ . Eppure:

	$\mathbf{w}$	$\mathbf{z}$
$Var[\ln \cdot]$	1.43	1.39
$G[\cdot]$	3.31	1.48

Non ostante nessuna coppia di redditi in  $\mathbf{z}$  sia in una regione problematica, la varianza dei logaritmi *inverte* l'ordinamento indotto dalla curva di Lorenz <sup>82</sup>.

**5.2.0.2.4** L'esempio del punto precedente chiarisce che la valutazione al margine rende conto di alcuni tra i casi di *inversione* possibili, ma non di tutti. Ok e Foster [?] dimostrano in particolare che i casi di *inversione* che possono sfuggire a una valutazione al margine sono *infiniti*. Provano infatti la seguente:

**Proposizione 2**  $\forall \alpha \in (0, 1) \exists \mathbf{w}, \mathbf{z}$  tali che:

1.  $\mathbf{w} \succ_L \mathbf{z}$

2.  $Gini[w] < \alpha$  e  $Gini[z] > 1 - \alpha$  <sup>83</sup>

<sup>82</sup>Un esempio molto simile (della stessa *famiglia*) mostra che un unico trasferimento può indurre l'*inversione*: la varianza dei logaritmi della distribuzione  $\mathbf{y} = \{1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 157/6, 157/6\}$  è 1.70. Trasferendo 151/6 dal penultimo all'ultimo individuo si ottiene di nuovo  $\mathbf{z}$ . Vale anche in questo caso l'osservazione che nessuna coppia di redditi della distribuzione d'arrivo è in una regione problematica.

<sup>83</sup>L'indice  $Gini[\cdot]$  è Lorenz-consistente e assume valore 0 quando la distribuzione che

3.  $Var[\ln w] > Var[\ln z]$

relativa a coppie di distribuzioni che differiscono per una sequenza di trasferimenti regressivi.

La dimostrazione, che non riproduco, è in sostanza la descrizione di una procedura. È lo stesso procedimento che ho impiegato per costruire l'esempio del punto precedente e si basa su:

**una distribuzione  $\mathbf{w}_{m,n}$**  di dimensione  $n$  del genere

$$\left\{ \underbrace{1 \dots 1}_{m \text{ volte}}, \underbrace{1 + \frac{n}{n-m}B \dots 1 + \frac{n}{n-m}B}_{n-m \text{ volte}} \right\}$$

.  $nB$  può essere interpretato come il surplus sociale e 1 come il minimo di sussistenza.

**una regola di trasferimento** da applicare ricorsivamente a  $\mathbf{w}_{m,n}$ , cominciando da  $m = 0$  per arrivare a  $m = n - 1$ : tutti gli individui più ricchi ad eccezione di uno si coalizzano, confiscano il surplus dell'escluso e lo spartiscono fra loro in parti eguali.

Una volta fissato pari a  $\alpha$  e a  $1 - \alpha$  il massimo e il minimo valore  $Gini[\cdot]$  può assumere per  $\mathbf{w}$  e  $\mathbf{z}$ , per generare l'*inversione* basta scegliere  $n$  e  $m$  opportunamente <sup>84</sup>.

---

misura è perfettamente eguale – la curva di Lorenz è aderisce alla bisettrice del quadrante positivo – e 1 quando è perfettamente diseguale – la curva di Lorenz è a forma di L rovesciata sull'asse verticale.

<sup>84</sup>La stessa dimostrazione può essere adattata, come sottolineano Ok e Foster [?], a un indice diverso da  $Gini[\cdot]$ , purchè con caratteristiche analoghe. E probabilmente può essere adattata a dimostrare che tra le distribuzioni di dimensione  $p \geq 4$  ne esiste almeno una del genere, se non infinite.

La procedura dimostra la proposizione ?? perchè consente di generare infinite coppie di distribuzioni che hanno in sè le premesse per l'*inversione*. Per soprammercato, consente di generarne infinite formate da una distribuzione quasi perfettamente eguale e una quasi perfettamente diseguale. Poichè queste distribuzioni differiscono per una *sequenza* di trasferimenti, la valutazione al margine è intrinsecamente inadatta a prevedere l'errore in cui inducono la varianza dei logaritmi.

Anche se non consente di specificare una regola che separi dalle altre le distribuzioni a rischio di *inversione* – come è del resto ovvio, trattandosi di una dimostrazione di esistenza – la dimostrazione della proposizione ?? indica nel cambiamento della media geometrica la causa dell'*inversione*. La media geometrica infatti diminuisce in conseguenza di un trasferimento regressivo – è una *misura di eguaglianza* Lorenz-consistente – ed è possibile che l'aumento della dispersione misurato dalla varianza non basti a compensarne la diminuzione.

Tornando per esempio alle stesse distribuzioni del punto precedente:  $Var[\ln w] - Var[\ln z]$  si può scindere, utilizzando la (??) in una parte che non dipende dalla diminuzione della media geometrica – il primo termine fra parentesi – e in una parte che ne esprime l'effetto – il secondo termine fra parentesi:

$$(0.88 - 1.54) + (1.59 - 0.88) = 0.05$$

La prima è negativa, in accordo al principio dei trasferimenti, ma non quanto sarebbe necessario per annullare la seconda, che invece lo viola.

**5.2.0.3** La varianza dei logaritmi non è una misura di disegualianza Lorenz-consistente <sup>85</sup>. In effetti, misura la dispersione dei logaritmi di una distribuzione attorno a una misura di eguaglianza della stessa distribuzione:

$$Var[\ln \cdot] = \frac{1}{n} \sum f[\cdot, G]$$

Il discaccordo con l'ordinamento indotto dal criterio di dominanza di Lorenz può emergere, da un lato, perchè  $f[\cdot, G]$  non è concava a tutti i livelli di reddito, e dall'altro, perchè  $G$  è una misura di eguaglianza. La valutazione al margine sottolinea la prima fonte di disaccordo, mentre la valutazione di una intera sequenza di trasferimenti sottolinea la seconda. In entrambi i casi, il grado di disaccordo non sembra trascurabile. Il primo argomento a sostegno sembra, in somma, da respingere. Ok e Foster [?] concludono il loro esame della discordanza tra criterio di Lorenz e varianza dei logaritmi con un'osservazione particolarmente adeguata anche a questo contesto:

La conclusione da trarre è che, fatti salvi contesti molto particolari, il costo potenzialmente associato all'uso della varianza dei logaritmi non è trascurabile e che, fintantochè sono disponibili indici di disegualianza Lorenz-consistenti, il suo uso è difficilmente giustificabile ... potrebbe sembrare che l'uso della varianza dei logaritmi sia problematico solo quando non concorda con il cri-

---

<sup>85</sup> Come già annotato (nota ??, pag. ??), secondo la *definizione corrente* non è un indice di disegualianza *tout-court*. La *definizione corrente* trae origine proprio dal principio dei trasferimenti, generalizzandolo. Si può infatti dimostrare che un indice S-concavo lo rispetta sempre. La discussione del grado di disaccordo fra la varianza dei logaritmi e la *definizione corrente* non aggiungerebbe dunque nulla a quella svolta, rendendola piuttosto meno intuitiva.

terio di Lorenz, e che se fosse possibile escludere l'eventualità di inversioni del genere, il suo uso sarebbe del tutto appropriato. In realtà questo *non* è il messaggio che vogliamo veicolare. Se infatti un indice compie errori così rilevanti nei casi in cui le curve di Lorenz non si intersecano, come possiamo essere sicuri che si comporti ragionevolmente negli altri casi? Questo è un limite grave, che si abbia interesse solo all'ordine indotto dalla varianza dei logaritmi, o che si guardi ai valori cardinali dai quali dipende l'analisi di regressione. . . . Anche se tra le osservazioni non ci sono le premesse per l'inversione, la vicinanza di casi critici (non osservati) potrebbe influenzare il livello di disuguaglianza misurato. Il che naturalmente influenza i risultati empirici, o per lo meno rende la loro interpretazione meno chiara.



## 5.3 Sulla costruzione dell'idea di diseguaglianza

### 5.3.1 Obiettività

La definizione preliminare (def. ?? di p. ??) fissa il dominio e il codominio di un indice di diseguaglianza. Il dominio è indicato nell'insieme dei vettori composti da due o più elementi non negativi (  $D := \bigcup_{n=2}^{\infty} \mathbf{R}_+^n$  ).

Considerare vettori composti di almeno due elementi è necessario perchè, naturalmente, la diseguaglianza è una proprietà delle popolazioni e non degli individui che le compongono. La restrizione della non negatività dei singoli elementi è giustificata dal fatto che la risorsa di cui importa valutare la distribuzione è un prezzo. Allo stesso tempo, ammettere la possibilità di elementi nulli è necessario perchè quel prezzo è il risultato di un'attività di scambio e, per lo meno in linea di principio, deve essere possibile indicare la sua mancata realizzazione. L'indicazione di funzioni di distribuzione, piuttosto che vettori, restringerebbe l'attenzione agli indici *simmetrici e invarianti alle repliche della popolazione*. L'indicazione di vettori appartenenti allo stesso spazio (  $D := \mathbf{R}_+^n$  ), piuttosto che a tutti i possibili spazi vettoriali, renderebbe d'altro canto in parte superflua questa cautela. In questo caso infatti, sono impossibili i confronti fra vettori di dimensione diversa - e dunque inutili le proprietà di *composizione* della diseguaglianza - o, nella migliore delle ipotesi, sono ammissibili solo gli indici che rispettano le proprietà *destrorsa* e di *invarianza alle repliche della popolazione*. In ogni caso, la definizione impiegata sussume entrambe le alternative dette: tanto le funzioni di distribuzione quanto gli spazi vettoriali appartengono a  $D$ , i secondi in modo ovvio e le prime per la *potenza del continuo*.

Il codominio è indicato nell'insieme dei numeri reali positivi, riflettendo

allo stesso tempo l'aspirazione a un ordinamento univoco e la sua possibile incompletezza.

La definizione preliminare genera in effetti un ordinamento *assolutamente univoco* - ma *assolutamente incompleto* - degli elementi di un insieme che rappresenta la realtà sociale o un suo aspetto rilevante. Proprio per questo, consente di trattare la diseguaglianza come una proprietà *obiettiva* - oltre che *misurabile* - della realtà sociale.

Che l'insieme rappresenti la realtà sociale<sup>86</sup>, che la diseguaglianza sia misurabile e anche, in un qualche senso, obiettiva è preteso dalla relazione a

---

<sup>86</sup>La diseguaglianza è per altro in ogni caso - a prescindere dalla sua misurabilità e obiettività e dalla circostanza dell'impiego del termine - un fatto sociale ben distinto dalla differenza naturale fra gli uomini, e la distinzione *fonda* lo stesso concetto. L'esordio del *Discorso sull'origine della diseguaglianza fra gli uomini* di Rousseau [?] contiene, ad esempio, una inequivocabile affermazione del ruolo di questa distinzione:

Concepisco nella specie umana due generi di diseguaglianza: l'una, che chiamo *naturale* o *fisica* ... l'altra che si può chiamare *morale* o *politica*, perchè dipende da una specie di convenzione ed è autorizzata dal consenso degli uomini. ... Non si può chiedere quale sia l'origine della diseguaglianza naturale, perchè la risposta è già contenuta nella semplice definizione della parola. Ancor meno è possibile cercare se non ci sia un qualche legame essenziale fra le due diseguaglianze, perchè sarebbe come chiedersi con altre parole se quelli che comandano valgano necessariamente più di quelli che obbediscono, e se la forza del corpo o dell'intelligenza, la saggezza o la virtù si trovino sempre negli stessi individui proporzionate alla loro potenza o alla loro ricchezza: questione che forse va bene da essere agitata fra schiavi ascoltati dai loro padroni, ma che non conviene ad uomini ragionevoli e liberi che cercano la verità.

tema in questo lavoro. La definizione preliminare - posta a base della costruzione dell'idea di diseguaglianza - soddisfa questa richiesta a condizione che l'obiettività sia intesa in senso puramente formale.<sup>87</sup> Il suo completamento dovrebbe allora preservare questo carattere ammettendone un senso più largo.

La strategia, esplorata nel punto precedente, di estenderla caratterizzando  $d(\cdot)$  secondo quanto proposto dalla *teoria della diseguaglianza* conduce a infinite classi di indici coerenti con diversi criteri sostanziali legittimamente utilizzabili - ciascuna delle quali induce un ordine assolutamente univoco e almeno parzialmente incompleto.

Il problema è così quanto più largo debba per conseguenza essere il senso in cui la diseguaglianza è una proprietà obiettiva della realtà sociale.

In letteratura, “obiettivo” è talvolta usato come attributo di un indice *descrittivo*. Ad esempio, Sen nota che [?] “... le misure di diseguaglianza che sono state proposte dalla letteratura economica ricadono grosso modo in due categorie. Da un lato ci sono misure che cercano di cogliere il grado di diseguaglianza in un qualche senso *obiettivo*, in genere impiegando qualche misura statistica della variazione relativa del reddito, e dall'altro ci sono indici che provano a misurare la diseguaglianza nei termini di qualche nozione *normativa* del benessere sociale... Nel secondo caso la diseguaglianza smette di essere una nozione obiettiva e il problema della sua misura è mescolato a quello della valutazione etica”. “Obiettivo” è in questa accezione l'opposto di *normativo*, e indica, in sostanza, che lo strumento impiegato è *giustificato*

---

<sup>87</sup>Ancora: la diseguaglianza è una proprietà obiettiva perchè ordina gli elementi di un insieme in modo assolutamente univoco, ma l'ordinamento è assolutamente univoco perchè è assolutamente incompleto.

dai suoi fini operativi e non *espresso* in accordo a una funzione del benessere sociale. Osserva ancora Sen che “... nei termini del loro utilizzo pratico i due approcci non (sono) in somma così diversi... in un modo o nell’altro, le misure di diseguaglianza utilizzabili devono combinare caratteristiche fattuali e normative”.

Qui con “obiettivo” non intendo mai “non-normativo”, e con “normativo” intendo sempre qualcosa di più che “espresso in accordo a una funzione del benessere sociale” (*welfarista*). Del resto quando “obiettivo” e “non-normativo” coincidessero, se è vero che una misura di diseguaglianza per essere utilizzabile deve avere caratteristiche normative, non avrebbe senso porsi il problema della sua obiettività. E d’altra parte - se non vale la secca conclusione di Sen [?] che “per il problema di valutare la diseguaglianza la strada maestra dell’economia del benessere sembra piuttosto un vicolo cieco” - l’accordo fra la nozione di diseguaglianza e una funzione del benessere sociale è sempre un problema *ancillare* rispetto a quello della costruzione della nozione di diseguaglianza. Intendo, piuttosto, qualcosa di simile a intersoggettivo - che è per altro un modo molto tradizionale di intendere l’obiettività.

### 5.3.2 Giustizia

Per Sen:

... ogni teoria normativa della società che abbia se non altro resistito alla prova del tempo sembra richiedere l’eguaglianza di *qualcosa* ... In ogni teoria, l’eguaglianza è ricercata in un particolare spazio - uno spazio cui quella teoria attribuisce un ruolo centrale ... perchè il ragionamento etico in materia sociale abbia

una qualche plausibilità ... dipende probabilmente dalla richiesta che ... possa, in qualche senso, essere credibile dal punto di vista degli altri - potenzialmente *tutti* gli altri. [?]

Così, esiste un sottile ma necessario legame fra l'idea di obiettività e la qualità dello spazio entro cui si misura la disegualianza. Ancora, Sen segnala un tratto profondo della relazione fra disegualianza e *ribellione*:

The relation between inequality and rebellion is indeed a clear one, and it runs both ways. That a perceived sense of inequity is a common ingredient of rebellion in societies is clear enough, but it is also important to recognize that the perception of inequality, and indeed the content of that elusive concept, depend substantially on possibilities of actual rebellion. ... Ultimately the relevance of our ideas on this subject must be judged by their ability to relate to the economic and political preoccupation of our times.

Lo stile di Sen è qui ellittico, ma reminescente del rigore e della precisione abituali. Vale la pena di svolgere le sue indicazioni e di prendere sul serio l'indicazione che ... *historical nature of the notion of inequality is worth bearing in mind before going into an analysis of economic inequality as it is viewed by economists today* [?]. Sen avvisa che, nel suo aspetto generale, il concetto di disegualianza è 'storico' ed 'elusivo'. Indica due criteri per non eluderne la storicità e non lasciarsene eludere. Un criterio sostanziale: la percezione e il contenuto del concetto dipendono dalle concrete possibilità di ribellione. Un criterio di rilevanza: il giudizio sulle indagini teoriche del concetto è in ultima analisi politico.

## 5.4 Conclusioni

I risultati di questo capitolo sono criteri per *individuare* e *distinguere* le rappresentazioni formalmente legittime del concetto di disegualianza.<sup>88</sup>

Idealmente, dovrebbe essere possibile disporre i diversi contributi a seconda del criterio d'ordine - se sia destrorso, sinistrorso o intermedio - a seconda della regola di composizione - se sia per unità di moneta, per testa o intermedia - e a seconda del grado di sensibilità della misura adottata. In mancanza di unanimità - o meglio: di ragioni a priori perchè vi sia unanimità - sulla nozione di disegualianza da impiegare, l'eventuale uniformità di giudizio di contributi associati a gruppi di proprietà differenti indicherebbe un'area di accordo sostanzialmente indipendente dalle opzioni etiche. Al contrario, la difformità di giudizio potrebbe segnalare un'area di divergenza sostanzialmente ineliminabile.<sup>89</sup> Ad esempio, se impiegando un indice di di-

---

<sup>88</sup>Le prime tre proprietà presentate - *zero all'eguaglianza*, *simmetria* e *principio dei trasferimenti* o, in modo più compatto, *zero all'eguaglianza* e *S-convessità* - bastano a *individuare* gli indici di disegualianza legittimi. Le successive corrispondono, per gruppi, a scelte - riguardo il cambiamento nella stessa direzione del reddito distribuito, la relazione fra la disegualianza del tutto e la disegualianza delle parti e la sensibilità ai trasferimenti - *distinte* ma, in linea di principio, egualmente legittime.

<sup>89</sup>Questo modo di procedere è analogo a quello tipico delle analisi di disegualianza *per intersezione* in favore delle quali argomenta Sen [?]. Queste analisi "... non si fondano sull'ordinamento generato da una qualsiasi misura di disegualianza ma su quello generato dall'intersezione di una classe di misure, ciascuna dotata di un proprio interesse e di una propria plausibilità ... Quando la classe di queste misure è sufficientemente piccola, si può verificare direttamente l'accordo, ... ma quando è molto grande, e soprattutto quando è infinita, l'approccio diretto potrebbe rivelarsi intrattabile. Una strategia alternativa è quella di identificare il gruppo di proprietà analitiche che caratterizzano la classe di mi-

seguaglianza destrorso e uno sinistrorso si riconoscesse nella stessa base di dati - o in basi di dati confrontabili - una determinata relazione fra estensione della contrattazione collettiva e diseguaglianza, si potrebbe concludere che il segno di quella relazione non dipende dall'opzione per l'una o l'altra idea di diseguaglianza. E viceversa se si riconoscessero relazioni di segno opposto.

In effetti, questa possibilità è solo teorica. In primo luogo, perchè la scelta tra le proprietà che potrebbero *separare* i diversi giudizi di diseguaglianza formalmente legittimi è pressochè unanime - indici destrorsi e regola di composizione per unità di moneta. In secondo luogo, perchè nella maggior parte dei casi gli indici o le procedure proposte sono in disaccordo con il primo gruppo di proprietà - procedure che violano il principio di simmetria, indici che violano il principio dei trasferimenti.

---

sure plausibile, e di utilizzarle per costruire un test di unanimità o, eventualmente, per costruire lo stesso quasi-ordine di intersezione.” Più in generale, “... i quasi-ordini di intersezione sono basati sull'unanimità di giudizio in accordo a un dato insieme di criteri, o - equivalentemente - sull'intersezione degli ordinamenti generati da questi criteri. Se i diversi criteri sono funzioni del benessere sociale (o, alternativamente, indici di diseguaglianza), il quasi-ordine di intersezione fornisce verdetti che sono indipendenti dalla scelta di una specifica funzione del benessere fra quelle ammesse (o di una particolare misura di diseguaglianza ... )”

## 6 Fonti

Gli *ascendenti* sono [?] in [?] - con il precedente [?] - e [?] in [?] - con i lavori preparatori [?], [?] e [?].

La *tradizione*

La ricostruzione del dibattito recente sull'aumento della disegualianza - in particolare: il dibattito accademico di area anglosassone sull'aumento della disegualianza negli Stati Uniti e in Gran Bretagna - è basata per lo più su [?], [?], [?], [?]. All'argomento ha recentemente dedicato un simposio il *Journal of Economic Perspectives*: [?], [?], [?], [?].

Analisi empiriche con dati simultanei: [?], [?], [?], [?], [?], [?], [?],

Analisi empiriche con dati simultanei e longitudinali: [?], [?]

Analisi empiriche con dati longitudinali: [?], [?], [?],

Analisi empiriche con serie storiche: [?], [?]

Analisi empiriche semi-parametriche e non-parametriche: [?] (in effetti un'analisi quasi-descrittiva), [?], [?], [?], [?]

Il problema di auto-selezione del campione - o di correzione della stima per l'endogeneità dell'affiliazione al sindacato - è affrontato in [?], [?]. [?] esamina lo stesso problema in un contesto di stima non-parametrico, interessandosi però solo al differenziale salariale medio e non alla sua distribuzione.

Altre analisi empiriche: (i) effetto della contrattazione collettiva sulla disegualianza nel settore non coperto [?], [?] (ii) analisi con dati aggregati a livello di azienda [?], [?]

L'inferenza semi-parametrica e non-parametrica sono considerate in [?], [?]

Infine, ho trascurato argomenti che per l'oggetto del mio lavoro sono rilevanti almeno tanto quanto quelli di cui ho riferito.

La contrattazione collettiva - come detto sopra - ha in effetti forme diverse che potrebbe essere fuorviante ridurre a un unico denominatore economico. Le caratterizzazioni tassonomiche più frequenti ordinano le diverse forme in livelli tra gli estremi centrale-decentrato o organizzato-disorganizzato, o le associano a differenze ideologiche fra organizzazioni sindacali eventualmente operanti allo stesso livello. Un approccio che le combina ecletticamente entrambe è tratteggiato in [?]. Una rassegna della letteratura economica che ha ragionato

sulla prima è [?]. La relazione fra diseguaglianza e centralizzazione della contrattazione collettiva è esaminata da [?], [?],

La c.d. *strategia nordica* - o *contrattazione solidaristica* o *egualitarismo strategico* - è, in senso lato, l'argomento di [?], [?], [?], [?], [?], [?], [?]

Le analisi empiriche - analoghe a quelle di area anglosassone - relative ad altri paesi: [?] (Australia), [?] (Portogallo), [?] (Sudafrica), In particolare, riguardano l'Italia: [?], [?], [?], [?], [?], [?]

#### Teoria della diseguaglianza

Gli inizi della teoria della diseguaglianza vengono spesso fatti coincidere - precursori a parte - con i contributi di Atkinson, Kolm e Sen. Pur senza essere in tutti i casi i riferimenti più opportuni per certificarne l'atto di fondazione, sono di particolare importanza [?], [?], [?] e [?].

Contributi dedicati per lo più alla sistemazione o alla rassegna di aree della teoria della diseguaglianza sono [?] (statistica e comparazioni del benessere sociale), [?] (misura), [?] (fondamenti concettuali della misura), [?] (stima) e [?] (decomposizione).

Contributi dedicati a singoli problemi sono invece [?] (decomponibilità additiva), [?] (sensibilità ai trasferimenti) e [?] (varianza dei logaritmi e criterio di dominanza di Lorenz).

La valutazione della diseguaglianza lungo più dimensioni è l'oggetto di [?], [?] e [?] mentre la relazione fra teoria della diseguaglianza e teoria della giustizia, oltre che sostantivamente quest'ultima, è a tema in [?] e [?].

Infine, ho citato alcuni brani da [?] e [?].

#### Teoria economica del sindacato

La teoria economica del sindacato è stata esaminata criticamente in [?] per quanto riguarda la sua coerenza formale e in per quanto riguarda alcuni aspetti sostanziali

[?] e [?] propongono modelli di contrattazione nei quali il salario e l'affiliazione al sindacato sono determinati simultaneamente.

La teoria *harvardiana* del sindacato è stata presentata in ; una sua critica è contenuta in [?]

Il problema della formazione di coalizioni - sindacati - nell'ottica della teoria dei giochi è affrontato da [?] e [?]

L'allocazione dei diritti di controllo residuali è a tema in [?].

Manuali e trattati di economia del lavoro e del sindacato: [?], [?],

## Riferimenti bibliografici

- [1] J. M. ABOWD E H. S. FARBER, *Job queues and the union status of workers*, *Industrial and Labor Relations Review*, 35-3 (1982), pp. 354-367.
- [2] J. AGELL E K. E. LOMMERUD, *Union equalitarism as income insurance*, *Economica*, 59 (1992), pp. 295-310.
- [3] ———, *Equalitarism and growth*, *Scandinavian J. of Economics*, 95-4 (1993), pp. 559-579.
- [4] S. ANAND, *INEQUALITY AND POVERTY IN MALAYSIA. Measurement and decomposition*, World Bank Research, 1983.
- [5] O. ASHENFELTER E R. LAYARD, eds., *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, 1986.
- [6] A. B. ATKINSON, *On the measurement of inequality*, *Journal of Economic Theory*, 2 (1970), pp. 244-263.
- [7] E. BARTH E J. ZWEIMÜLLER, *Bargaining structure, wage determination and wage dispersion in 6 OECD countries*, *Kyklos*, 47 (1994), pp. 81-93.
- [8] ———, *Relative wages under decentralized and corporatist bargaining systems*, *Scandinavian Journal of Economics*, 97-3 (1995), pp. 369-384.
- [9] B. D. BELL E M. K. PITT, *Trade union decline and the distribution of wages in the U.K.: evidence from kernel density estimation*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60-4 (1998), pp. 509-29.

- [10] D. BELMAN E J. S. HEYWOOD, *Union membership, union organization and the dispersion of wages*, Review of Economics and Statistics, 72 (1990), pp. 148–53.
- [11] D. G. BLANCHFLOWER, *Changes over time in union relative wage effect in Great Britain and the United States*, working paper 6100, National Bureau of Economic Research, 1997.
- [12] F. D. BLAU E L. M. KAHN, *International differences in male wage inequality: institutions versus market forces*, Journal of Political Economy, 104–4 (1996), pp. 790–837.
- [13] A. L. BOOTH, *The economics of the trade union*, Cambridge University Press, 1995.
- [14] A. L. BOOTH E M. CHATTERJI, *Union membership and wage bargaining when membership is not compulsory*, working paper 884, Centre for Economic Policy Research, 1994.
- [15] J. BORLAND, *Union effects on earning dispersion in Australia, 1986–1994*, British J. of Industrial Relations, 34–2 (1996), pp. 237–248.
- [16] J. BOUND E G. E. JOHNSON, *Changes in the structure of wages in the 1980's: an evaluation of alternative explanations*, The American Economic Review, 82–3 (1992), pp. 371–392.
- [17] L. CALMFORS, *Centralization of wage bargaining and macroeconomic performance: a survey*, working paper, OECD, 1993.

- [18] D. CARD, *The effect of union on the distribution of wages: redistribution or relabelling?*, working paper 4195, National Bureau of Economic Research, 1992.
- [19] —, *The effect of unions on the structure of wages: a longitudinal analysis*, *Econometrica*, 64-4 (1996), pp. 957-980.
- [20] —, *Falling union membership and rising wage inequality: what's the connection?*, working paper 6520, National Bureau of Economic Research, 1998.
- [21] D. CARD E R. B. FREEMAN, eds., *SMALL DIFFERENCES THAT MATTER*, University of Chicago Press, 1994.
- [22] A. R. CARDOSO, *Workers or employers: who is shaping wage inequality?*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59-4 (1997), pp. 523-547.
- [23] R. P. CHAIKOWSKI E G. SLOTSVE, *A distributional analysis of changes in earning inequality among unionized and nonunionized workers in the united states: 1982-1990*, *Canadian J. of Economics*, 29 (1996), pp. S109-S113. Special Issue.
- [24] F. A. COWELL, *Estimation of inequality indices*, in Silber [?], 1999, ch. 9.
- [25] J. B. DAVIES, D. A. GREEN, E H. J. PAARSCH, *Economic statistics and social welfare comparisons. A review*, in Ullah e Giles [?], 1998, ch. 1.

- [26] R. H. DEFINA, *Unions, relative wages and economic efficiency*, Journal of Labor Economics, 1 (1983), pp. 408–429.
- [27] C. DELL'ARINGA E C. LUCIFORA, *Collective bargaining and relative earnings in Italy*, European Journal of Political Economy, 10 (1994), pp. 727–747.
- [28] C. DELL'ARINGA E C. LUCIFORA, *Egualitarismo e sindacato vent'anni dopo*, Lavoro e Relazioni Industriali, 1 (1994), pp. 1–52. con commenti di Daniele Checchi e Piero Tedeschi.
- [29] C. DELL'ARINGA E C. LUCIFORA, *Union density and relative pay: Is there a relationship?*, working paper 304, (WP209), 1994.
- [30] —, *Wage dispersion and unionism: are unions equalitarian?*, working paper 408, (WP209), 1994.
- [31] J. DEUTSCH E J. SILBER, *Inequality decomposition by population subgroups and the analysis of interdistributional inequality*, in Silber [?], 1999, ch. 10.
- [32] W. T. DICKENS, *Wages, employment and the threat of collective action by workers*, working paper 1852, National Bureau of Economic Research, 1986.
- [33] J. DINARDO, N. M. FORTIN, E T. LEMIEUX, *Labor market institutions and the distribution of wages, 1973–1992: a semiparametric approach*, Econometrica, 64–5 (1996), pp. 1001–1044.
- [34] J. DINARDO E T. LEMIEUX, *Diverging male wage inequality in the United States and Canada, 1981–1988: do institutions explain*

- the difference?*, Industrial and Labor Relations Review, 50-4 (1997), pp. 629-651.
- [35] M. DOBB, *I SALARI*, Einaudi, 1965. Edizione originale: Welwyn, 1959. Prima edizione: Welwyn, 1928.
- [36] S. DONALD, D. GREEN, E H. PAARSCH, *Differences in earnings and wage distributions between canada and the united states: an application of a semi-parametric estimator of distribution functions with covariates*, tech. rep., University of Western Ontario, 1995.
- [37] C. L. ERIKSON E A. ICHINO, *Wage differentials in Italy: market forces, institutions and inflation*, working paper 34, Innocenzo Gasparini Institute of Economic Research, 1992.
- [38] H. FLAM, *Equal pay for unequal work*, Scandinavian J. of Economics, 89-4 (1989), pp. 435-450.
- [39] N. FORTIN E T. LEMIEUX, *Institutional changes and rising wage inequality: is there a linkage?*, Journal of Economic Perspectives, 11-2 (1997), pp. 75-96.
- [40] R. B. FREEMAN, *Individual mobility and the union voice in the labor market*, American Economic Review, (1976).
- [41] R. B. FREEMAN, *Unionism and the dispersion of wages*, Industrial and Labor Relations Review, 34 (1980), pp. 3-23.
- [42] —, *Union wage practices and wage dispersion within establishment*, Industrial and Labor Relations Review, 36 (1982), pp. ?-?

- [43] ———, *Longitudinal analyses of the effects of trade unions*, J. of Labor Economics, 2-1 (1984), pp. 1-26.
- [44] R. B. FREEMAN, *LABOUR MARKETS IN ACTION. Essays in empirical economics*, Harvester Wheatsheaf, 1989.
- [45] R. B. FREEMAN, *How much has de-unionization contributed to the rise in male earnings inequality?*, working paper 3826, National Bureau of Economic Research, 1991.
- [46] R. B. FREEMAN E R. GIBBONS, *Getting together and breaking apart: the decline of centralized collective bargaining*, working paper 4464, National Bureau of Economic Research, 1993.
- [47] R. B. FREEMAN E J. MEDOFF, *The impact of the percentage organized on union and nonunion wage*, The Review of Economics and Statistics, 63 (1981), pp. 561-572.
- [48] R. B. FREEMAN E J. MEDOFF, *Labor's elite: the effect of unionism on wage inequality*, in *WATH DO UNIONS DO? [?]*, ch. 5.
- [49] ———, *WATH DO UNIONS DO?*, Basic Books, 1984.
- [50] A. GOSLING E S. MACHIN, *Trade unions and the dispersion of earnings in british establishments, 1980-1990*, working paper 4732, National Bureau of Economic Research, 1994.
- [51] P. GOTTSCHALK, *Inequality, income growth and mobility: the basic facts*, Journal of Economic Perspectives, 11-2 (1997), pp. 21-40.

- [52] HAMERMESH E REES, *THE ECONOMICS OF WORK AND PAY*, 1992. riferimento incompleto.
- [53] B. T. HIRSCH, *The interindustry structure of unionism, earnings and earnign dispersion*, *Industrial and Labor Relations Review*, 36 (1982).
- [54] A. O. HIRSCHMANN, *Retoriche dell'intransigenza. Perversità, futilità, messa a repentaglio*, Il Mulino, 1991. Edizione originale: Cambridge 1991.
- [55] H. HORN E A. WOLINSKY, *Worker substitutability and pattern unionization*, *The Economic Journal*, 98 (1988), pp. 484–97.
- [56] D. R. HOWELL, *The collapse of low-skill wages*, working paper 178, Jerome Levy Economics Institute, 1997.
- [57] ———, *Theory-driven facts and the growth in earnings inequality*, *Review of Radical Political Economics*, 31–1 (1999), pp. 54–86.
- [58] G. E. JOHNSON, *Changes in earning inequality: the role of demand shifts*, *Journal of Economic Perspectives*, 11–2 (1997), pp. 41–54.
- [59] B. H. JUN, *Non-cooperative bargaining and union formation*, *Journal of Economic Studies*, 56 (1989), pp. 59–76.
- [60] L. KAHN E M. CURME, *Unions and nonunion wage dispersion*, *Review of Economics and Statistics*, 69 (1987), pp. 600–607.
- [61] L. M. KAHN, *Against the wind: bargaining recentralization and wage inequality in norway 1987–91*, *The Economic Journal*, 108 (1998), pp. 603–645.

- [62] V. KAITALA E M. POHJOLA, *Economic development and agreeable redistribution in capitalism: efficient game equilibria in a two-class neoclassical growth model*, International Economic Review, 31-2 (1990), pp. 421-438.
- [63] S. C. KOLM, *Unequal inequalities. i*, Journal of Economic Theory, (1976), pp. 416-442.
- [64] —, *Unequal inequalities. ii*, Journal of Economic Theory, (1976), pp. 82-111.
- [65] —, *Multidimensional egalitarianism*, The Quarterly Journal of Economics, (1977), pp. 1-13.
- [66] —, *The rational foundations of income inequality measurement*, in Silber [?], 1999, ch. 1.
- [67] W. KRÄMER, *Measurement of inequality*, in Ullah e Giles [?], 1998, ch. 2.
- [68] G. LANOT E I. WALKER, *The union/non-union wage differential: an application of semi-parametric methods*, J. of Econometrics, 84 (1998), pp. 327-349.
- [69] T. LEMIEUX, *Unions and wage inequality in Canada and in the United States*, in Card e Freeman [?], ch. 3.
- [70] —, *Estimating the effects of unions on wage inequality in a panel data model with comparative advantage and nonrandom selection*, J. of Labor Economics, 16-2 (1998).

- [71] D. LESLIE E Y. PU, *What caused rising earning inequality in britain? evidence from time series, 1970–1993*, British J. of Industrial Relations, 34–1 (1996), pp. 111–130.
- [72] H. G. LEWIS, *The labor–monopoly problem. a positive program.*, Journal of Political Economy, 59 (1951), pp. 277–287.
- [73] ———, *Union relative wage effects*, in Ashenfelter e Layard [?], ch. 20.
- [74] C. LUCIFORA, *Wage inequalities and low pay: the role of labor market institutions*, nota di lavoro 13, Fondazione ENI, 1999.
- [75] E. MAASOUMI, *The measurement and decomposition of multi-dimensional inequality*, Econometrica, (1986), pp. 991–997.
- [76] ———, *Multidimensional approaches to welfare analysis*, in Silber [?], 1999, ch. 15.
- [77] S. MACHIN, *The decline of labour market institutions and the rise in wage inequality in britain*, European Economic Review, 41 (1997), pp. 647–657.
- [78] A. MANNING, *How robust is themicroeconomic theory of trade unions?*, Journal of Labor Economics, 12–3 (1994), pp. 430–459.
- [79] K. MARX, *Critica al programma di Gotha*, Editori Riuniti, 1966. Manoscritto inviato a W. Bracke nel 1875; prima pubblicazione nel 1891.

- [80] D. N. MCKLOSKEY, *THE RHETORIC OF ECONOMICS Second edition*, The University of Wisconsin Press, 1998. Prima edizione: Madison 1985.
- [81] D. METCALF, *Union and the distributions of earnings*, British J. of Industrial Relations, (1980), pp. 163–169.
- [82] D. METCALF E M. STEWART, *Closed shop and relative pay: institutional arrangement or high density?*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54–4 (1992), pp. 503–517.
- [83] J. A. MILLS E S. ZANDVAKILI, *Statistical inference via bootstrapping for measures of inequality*, working paper 136, Jerome Levy Economics Institute, 1995.
- [84] K. O. MOENE E M. WALLERSTEIN, *Solidaristic wage bargaining*, The Nordic Journal of Political Economy, 22 (1995), pp. 79–94.
- [85] K. O. MOENE E M. WALLERSTEIN, *Social democratic labour market institution: a retrospective analysis*, working paper, University of Oslo, 1997.
- [86] P. D. MURPHY, P. J. SLOANE, E D. H. BLACKABY, *The effect of trade unions on the distribution of earnings: a sample selectivity approach*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54–4 (1992), pp. 517–542.
- [87] R. NAYLOR E O. RAAUM, *The open shop union, wages and management opposition*, Oxford Economic Papers, 45 (1993), pp. 589–604.

- [88] E. A. OK E J. FOSTER, *Lorenz dominance and the variance of logarithms*, working paper 22, C. V. Starr Center for Applied Economics. New York University, 1997. in corso di pubblicazione su *Econometrica*.
- [89] U. PAGANO E R. ROWTHORN, *Ownership, technology and institutional stability*, *Structural Change and Economic Dynamics*, 5-2 (1994).
- [90] K. REILLY, *Does union membership matter? the effect of establishment union density on the union wage differential*, *The Review of Economics and Statistics*, 78-3 (1996), pp. 547-556.
- [91] R. RICHARDSON, *Hayeck on trade unions: social philosopher or propagandist?*, working paper 178, Centre for Economic Performance, 1994.
- [92] C. ROBINSON, *The joint determination of union status and union wage effect: some test of alternative models*, *J. of Political Economy*, 97-3 (1989), pp. 639-667.
- [93] J. E. ROEMER, *THEORIES OF DISTRIBUTIVE JUSTICE*, Harvard University Press, 1996.
- [94] J. J. ROUSSEAU, *DISCORSO SULL'ORIGINE DELLA DISEGUAGLIANZA FRA GLI UOMINI*, Feltrinelli, 1988. Discorso presentato all'Accademia di Digione nel 1754.
- [95] P. T. SCHULTZ E G. MWABU, *Labor unions and the distribution of wages and employment in South Africa*, *Industrial and Labor Relations Review*, 51-4 (1998), pp. 680-703.

- [96] A. SEN, *INEQUALITY REEXAMINED*, Oxford University Press, 1992.
- [97] ———, *ON ECONOMIC INEQUALITY Expanded edition with a substantial annexe by James E. Foster and Amartya Sen.*, Oxford University Press, 1997. Prima edizione: Oxford 1973.
- [98] A. F. SHORROCKS, *Inequality decomposition by population subgroups*, *Econometrica*, (1986), pp. 991–997.
- [99] A. F. SHORROCKS E J. FOSTER, *Transfer sensitive inequality measures*, *Review of Economic Studies*, (1987), pp. 485–497.
- [100] J. SILBER, ed., *HANDBOOK OF INCOME INEQUALITY MEASUREMENT*, Kluwer Academic Publishers, 1999.
- [101] B. W. SILVERMAN, *DENSITY ESTIMATION FOR STATISTICS AND DATA ANALYSIS*, Chapman and Hall, 1986.
- [102] E. TARANTELLI, *L'utopia dei deboli é la paura dei forti*, Franco Angeli, 1996. Raccolta di scritti.
- [103] R. H. TOPEL, *Factor proportions and relative wages: the supply-side determinants of wage inequality*, *Journal of Economic Perspectives*, 11–2 (1997), pp. 55–74.
- [104] P. J. TURNBULL, *Trade unions and productivity: opening the harvard "black boxes"*, working paper 24, University of Warwick, 1989.
- [105] A. ULLAH E D. E. GILES, eds., *HANDBOOK OF APPLIED ECONOMIC STATISTICS*, Marcel Dekker, 1998.

- [106] M. R. VEALL, *Application of the bootstrap in econometrics and economic statistics*, in Ullah e Giles [?], 1998, ch. 12.
- [107] F. VELLA E M. VERBEEK, *Whose wages do unions raise? a dynamic model of unionism and wage rate determination for young men*, *Journal of Applied Econometrics*, 13-2 (1998), pp. 163–83.
- [108] A. YATCHEW, *Nonparametric regression techniques in economics*, *Journal of Economic Literature*, XXXVI (1998), pp. 669–721.