

Classi sociali o gruppi multidimensionali? Come rappresentare le disuguaglianze sociali nell'Italia di oggi¹

Sonia Marzadro, Antonio Schizzerotto e Loris Vergolini

1. Un dibattito da riprendere

Il tema attorno a cui ruota questo contributo non è per nulla nuovo. Esso ha, infatti, costituito l'oggetto del dibattito che, all'interno degli studi sulla configurazione della disuguaglianza nelle società ad economia di mercato e a regime politico democratico, era stato iniziato, già alla fine degli anni Cinquanta, da Dahrendorf (1957). In termini alquanto sommari si può dire che, nel corso degli ultimi sessant'anni, questo confronto sia ruotato attorno alla contrapposizione tra l'ipotesi della frammentazione – inizialmente sostenuta, appunto, da Dahrendorf – e l'ipotesi della cristallizzazione delle disparità sociali – propugnata, allora, principalmente da autori di ispirazione marxista², ma anche da studiosi di altro orientamento come, ad esempio, Ossowski (1964) o Aron (1964). Da lì in avanti, si è continuato a discutere se, nelle società in questione, si potesse ancora individuare un unico o, meglio, un principale fattore di strutturazione dell'ineguaglianza, rappresentato dalla classe sociale (sempre più di rado intesa in senso marxista), o se, invece, le fonti della disuguaglianza fossero, ormai, diventate plurime e progressivamente meno connesse alla sfera dell'economia e del lavoro.

Entro questo secondo orientamento di analisi si possono schematicamente riconoscere tre principali linee di riflessione. Una, dai toni e dagli argomenti decisamente moderati, si è sviluppata nel corso degli anni Settanta e Ottanta e si è, per così dire, limitata a sostenere che la crescente penetrazione della politica e, più in particolare, dello Stato in tutte le sfere della vita associata, a iniziare da quella dell'economia e del lavoro, aveva portato a un decisivo ridimensionamento del peso delle appartenenze di classe sulle condizioni di vita delle persone (Touraine 1969; Habermas 1973; Offe 1984). Una seconda, più recente e meno moderata linea di contrapposizione alla tesi della cristallizzazione della disuguaglianza e della centralità delle classi sociali si ricollega, di fatto, alle originarie riflessioni di Dahrendorf e ai successivi contributi di Luhman (1982), sottolineando come la crescente differenziazione funzionale e la sempre maggiore complessità istituzionale delle società avanzate abbia generato plurimi sistemi di disuguaglianza tra loro indipendenti, talché la posizione sociale delle persone sarebbe determinata dalla combinazione delle loro collocazioni entro i vari ordinamenti di cui fanno parte e, più precisamente, dalla combinazione di quelle loro caratteristiche che operano come fattori di strutturazione della disuguaglianza entro i singoli ordinamenti. Ne deriva, come sostengono, ad esempio, Ranci Ortigosa (2008) e Dubet (2010), la necessità di ricorrere a schemi multidimensionali di rappresentazione della stratificazione sociale contemporanea. Una terza, e decisamente radicale, critica al concetto di classe sociale sostiene che nelle società contemporanee, anche per effetto dei relativamente recenti processi di globalizzazione, i fattori e gli stati di disuguaglianza sono diventati numerosissimi e del tutto indipendenti tra loro. Risulta, così, fattualmente impossibile ipotizzare l'esistenza di una qualsiasi forma di stratificazione e diventa, invece, necessario riconoscere che le disparità sociali sono ormai completamente individualizzate. (Bell 1976; Beck 1983, Castells 2000).

¹ Nelle pagine che seguono sono riportate, con opportuni ampliamenti, le considerazioni e le analisi, svolte dai tre autori, che Schizzerotto ha sommariamente presentato, nel novembre dello scorso anno, al seminario annuale di Stato e Mercato.

² Si ricordano, tra gli altri, Althusser (1965); Poulantzas (1973); Wright (1976).

Naturalmente, e perciò abbiamo parlato di confronto, gli studiosi che hanno continuato a ritenere cruciale il ricorso al concetto di classe sociale hanno, implicitamente o esplicitamente³, avanzato a più riprese critiche nei confronti dei loro critici.

Perché, dunque, riprendere nuovamente ora il dibattito tra sostenitori e detrattori del concetto di classe?

A nostro parere, esistono due motivi di carattere scientifico e un terzo di carattere contingente per farlo e per cercare di capire, anche alla luce di qualche evidenza empirica, sia pure riferita unicamente al nostro Paese, se davvero la nozione di classe sia diventata una sorta di arcaico orpello inutilizzabile in rigorose analisi sulle disparità sociali o se, all'opposto, essa conservi una sua non marginale utilità euristica nello studio dei lineamenti della stratificazione sociale contemporanea.

La prima ragione di natura scientifica è prevalentemente interna alla sociologia. Essa consiste nella scarsa, per non dire nulla, attenzione prestata dagli studiosi che sostengono il carattere necessariamente multidimensionale assunto dalla stratificazione sociale contemporanea – o, peggio, la piena individualizzazione delle disparità sociali –, ai modi con i quali gli analisti della mobilità sociale rappresentano la struttura dello spazio sociale entro cui quel fenomeno ha luogo. Dopo un lungo contrasto tra chi esprimeva questo spazio in termini di strati o, forse meglio, di punteggi di scale di stratificazione occupazionale (Blau e Duncan 1967; Hauser e Featherman 1977; Ganzeboom *et al.* 1992) e chi lo rappresentava in termini di struttura di classe (Erikson e Goldthorpe 1992, Cobalti e Schizzerotto 1994, Breen 2004), si sta assistendo ad una convergenza di questi due orientamenti verso il ricorso ad articolati schemi di classe⁴. Gli studiosi di mobilità sociale e quanti ne utilizzano gli schemi di rappresentazione della struttura sociale sono, inoltre, riusciti a dimostrarne, attraverso robuste strumentazioni statistiche, la validità sia nei termini del loro criterio costitutivo (Rose e Harrison 2010), sia nei termini della loro capacità di dar conto di alcune forme non banali di disuguaglianza: da quelle di reddito (Bernardi e Ballarino 2016)⁵ a quelle nelle chances di istruzione (Bukodi e Goldthorpe, 2012; Erikson e Jonsson 1996); da quelle di destino occupazionale (Erikson e Goldthorpe 1992, Cobalti e Schizzerotto 1994, Schizzerotto 2002; Passaretta *et al.* 2018); a quelle riguardanti la configurazione delle reti di relazioni sociali (Chan e Goldthorpe 2004); da quelle di salute (Costa *et al.*, 2014) a quelle nei rischi di disoccupazione (Lucchini e Schizzerotto 2010) e così via

Questi risultati empirici non erano disponibili agli inizi del dibattito tra sostenitori della cristallizzazione della disuguaglianza e sostenitori della loro profonda articolazione. Ma, come detto, anche oggi che lo sono, essi sembrano essere sostanzialmente ignorati da quanti sostengono la più o meno completa perdita di rilievo dell'appartenenza di classe come fattore di strutturazione della disuguaglianza. D'altro canto, si deve tenere presente che i dati utilizzati per comprovare la validità, in termini di capacità di spiegare varie forme di disuguaglianza, degli schemi di classe possono essere utilizzati anche per verificare la corrispondente validità degli schemi multidimensionali proposti dalla seconda linea di riflessione presente, come si è ricordato poco più addietro, tra i critici del concetto di classe sociale.

Vale, poi, la pena notare che questo confronto empirico tra l'orientamento in termini di classi sociali e quello in termini di gruppi multidimensionali, circa l'idoneità a dar conto di forme significative di disparità sociale, può rivestire, sia pure indirettamente, un significato più generale e coinvolgere anche le due rimanenti linee di riflessione critica sul concetto di classe sociale. Se gli schemi di classe si mostrassero meno validi e meno robusti di quelli multidimensionali, si potrebbe anche asserire che la tesi dell'indebolimento del peso delle classi sociali nel determinare le condizioni di vita delle persone abbia un suo consistente fondamento. Qualora, poi, dalle analisi dovesse emergere l'esigenza

³ Limitandoci, per brevità, alle critiche esplicite mosse contro le tesi sulla scomparsa delle classi si ricordano, tra gli altri, Goldthorpe (2002) e Bernardi (2009).

⁴ Si veda, uno per tutti, Ganzeboom *et al.* (2018).

⁵ Si deve ricordare che anche alcuni economisti hanno utilizzato schemi di classe nel dar conto delle disparità di reddito. Si veda, ad esempio, Brandolini, Gambacorta e Rosolia (2018)

di ricorrere a una multidimensionalità molto spinta per dar conto delle disparità sociali, l'ipotesi di una completa frammentazione delle disuguaglianze ne risulterebbe fortemente corroborata.

Chiarito così il primo dei motivi scientifici che spinge a riprendere il dibattito tra la tesi della cristallizzazione e quella della pluralizzazione della disuguaglianza, si può passare a illustrare la seconda ragione di tale natura che rende non peregrina questa ripresa. Essa ha origini più esterne che interne alla sociologia. Per certi versi, anzi, si configura come un tentativo, reso variamente esplicito e perseguito con diversa intensità, di abbandonare la sociologia e, forse, anche l'economia e tutte le altre scienze sociali, come strumenti di analisi della vita associata. Si tratta dello sviluppo, reso possibile dalla crescente disponibilità di grandissime basi di dati individuali, della cosiddetta *data science*. Ancorché in termini piuttosto nebulosi e non sempre decisamente assertivi, quest'ultima sembra, infatti, postulare la possibilità di fare emergere i lineamenti strutturali di una società e dei suoi modi di funzionamento attraverso procedure di *data mining* e di *machine learning*, senza necessità di indulgere in quelle che parecchi suoi cultori, anche se – lo si deve riconoscere – non tutti, ritengono poco attraenti riflessioni teoriche⁶. Per quanto riguarda, in particolare, il tema delle disuguaglianze sociali, la *data science* ha indotto a sviluppare l'idea che si possa ricostruire la stratificazione sociale di una collettività attraverso operazioni quasi automatiche di segmentazione della sua popolazione, ossia per mezzo di procedure di classificazione guidate, in via principale per non dire esclusiva, dai dati empirici disponibili sulla particolare manifestazione di disuguaglianza che si intende studiare. La *data science* ha così fornito sostegni e opportunità consistenti a quanti affermano che la configurazione delle disparità sociali richiede oggi di essere rappresentata per mezzo di categorie multidimensionali da costruire per via unicamente empirica.

E veniamo alla ragione contingente che giustifica una riapertura del confronto sui modi di rappresentazione della disuguaglianza. L'anno scorso l'Istat (2017) ha, almeno in parte, raccolto i suggerimenti sia dei sostenitori delle tipologie multivariate di stratificazione sociale, sia gli stimoli della *data science* e delle procedure di classificazione *data driven* e li ha applicati allo studio delle disparità sociali del nostro Paese. Per l'esattezza, l'Istat ha asserito, sulla base di analisi condotte con tecniche statistiche alquanto sofisticate, che la stratificazione sociale italiana, almeno per la parte di essa che si manifesta nelle disuguaglianze dei redditi familiari disponibili resi equivalenti, poteva essere rappresentata sulla base di nove distinti gruppi sociali di carattere, appunto, multidimensionale. Si deve riconoscere che l'Istat non ha affermato che i suoi nove gruppi debbano sostituire gli schemi di struttura di classe. Al contrario. Ha, però, sostenuto esplicitamente che quelli danno meglio conto di questi della disuguaglianza di reddito. E ha suggerito, almeno implicitamente, che questa maggiore capacità esplicativa della sua tipologia delle posizioni sociali si estende ad altre forme di ineguaglianza. Questa convinzione è stata ribadita nell'ultimo Rapporto sulla situazione sociale del Paese che l'Istat (2018a) ha recentemente diffuso.

Anche nel nostro paese, esiste, dunque, una necessità analitica oggettiva di stabilire se davvero oggi lo studio delle disuguaglianze sociali richieda il ricorso a schemi multivariati e, in caso di risposta positiva, se la loro variabilità sia così elevata da consentire di affermare che le disparità sociali siano se non individualizzate, certamente frammentate.

Prima di iniziare questo confronto è, però, necessario spendere qualche parola attorno al concetto di classe sociale e illustrare brevemente come l'Istat abbia costruito il proprio schema a nove posizioni, inteso anche come esempio di ricorso ai principi della *data science*.

2. Questioni teoriche e metodologiche

⁶ In effetti, esistono anche sociologi che cercano di utilizzare la *data science* entro la loro disciplina ed utilizzandone le categorie analitiche. Si noti, tuttavia, che nel main stream della *data science* non rientrano le strategie di analisi adottate da scienziati sociali che utilizzano le grandi basi di dati presenti in archivi amministrativi, eventualmente integrati da dati da indagini campionarie, per studiare aspetti importanti delle disuguaglianze sociali come, ad esempio, è stato fatto da Jonsson e Mills (2001) o da Bazzoli et al. (2018). In questo tipo di analisi sono le teorie e le categorie analitiche delle scienze sociali a guidare, fino dall'inizio, l'utilizzazione dei cosiddetti *big data*.

Cominciando dal primo ordine di problemi, si deve sottolineare, innanzitutto, che la nozione di classe sociale poggia su una teoria delle cause e della configurazione della stratificazione nelle società avanzate con economia di mercato e con regime politico democratico. E va, in secondo luogo, aggiunto che, almeno negli ultimi trent'anni, il campo di applicazione della teoria e del concetto di classe sociale è stato chiaramente delimitato. Chi oggi usa il concetto di classe sociale non pretende che essa spieghi ogni forma di differenziazione sociale e non pretende, marxianamente, che le classi si configurino come attori collettivi o, weberianamente, come possibili comunità di destino. Le concepisce, invece, come gruppi di individui che condividono simili posizioni nelle relazioni di dominio e subordinazione che si instaurano sia nella sfera dell'economia e del lavoro, sia in quella della distribuzione dei vantaggi e degli svantaggi di carattere materiale e immateriale che modellano le condizioni di vita delle persone. Sotto il profilo teorico, le classi sociali sono, dunque, intese come un portato della divisione tecnica e sociale del lavoro e, con maggior precisione, delle relazioni di potere e di autorità che quella divisione sottendono e che si manifestano sia nelle gerarchie organizzative operanti negli ambiti della vita associata nei quali il lavoro si esplica, sia nel mercato dove, entro specifici sistemi di regolazione, si incontrano la domanda e l'offerta del lavoro stesso o, meglio, di specifiche occupazioni. La teoria delle classi prosegue, poi, asserendo che l'occupazione svolta determina tanto la posizione ricoperta nella gerarchia dell'organizzazione di cui quell'occupazione è parte, quanto le ricompense materiali e simboliche ottenute da chi la esercita. La teoria continua sostenendo che la collocazione organizzativa di un'occupazione e i vantaggi e i privilegi da essa garantiti condizionano in misura significativa aspetti rilevanti delle condizioni e dell'esperienza di vita quotidiana di chi quel ruolo lavorativo esercita. Si può, dunque, meglio precisarne la nozione dicendo che le classi sono definibili come insiemi di occupazioni che ricoprono posizioni simili nelle disuguaglianze relazionali e distributive sottostanti alla, e conseguenti dalla, divisione tecnica e sociale del lavoro e al funzionamento del corrispondente mercato.

Le disparità relazionali si riferiscono principalmente ai rapporti sociali di impiego e, dunque, anche alla collocazione gerarchica nelle strutture organizzative e al grado di stabilità del posto di lavoro. È opportuno, a questo punto, chiarire che le relazioni in questione si configurano, in ultima istanza, come manifestazioni specifiche – che valgono, cioè, entro la sfera dell'organizzazione del lavoro e del corrispondente mercato – di rapporti di potere che, a loro volta, dipendono dalle risorse di tal fatta possedute e utilizzate da individui e gruppi. In linea di massima, si può dire che queste risorse sono costituite dal controllo sui mezzi di produzione e sulle disponibilità finanziarie, dalla dotazione di credenziali educative o di particolari competenze professionali e dal possesso della forza lavoro. Queste risorse sono frequentemente, ma non sempre, utilizzate in combinazione tra loro e la configurazione delle singole combinazioni dipende dal peso rivestito al loro interno da ciascuna di esse. Naturalmente, la consistenza di una o più di queste risorse può essere nulla come, ad esempio, accade ai lavoratori alle dipendenze per quanto attiene al controllo sui mezzi di produzione e, entro questi ultimi, ai soggetti privi di qualificazioni, per quanto riguarda il possesso di credenziali educative o di competenze professionali relativamente complesse. Ponendo attenzione alle risorse di potere e alle loro combinazioni si può istituire una prima distinzione tra datori di lavoro e lavoratori alle dipendenze. Quelli possono essere, poi, classificati in funzione dell'ampiezza dei mezzi di produzione e delle disponibilità finanziarie e, operativamente, in termini di dimensioni della loro impresa. I lavoratori dipendenti, dal canto loro, possono venire distinti in funzione del fatto che il loro rapporto con il datore di lavoro – in virtù del possesso o dell'assenza di competenze professionali e, in caso di possesso, del loro livello, nonché della complessità dei compiti svolti –, assuma un carattere fiduciario e personalizzato, come accade per l'alta e media dirigenza, o, invece, intagli una relazione prevalentemente strumentale e per molti versi anonima, come accade per i lavoratori, manuali o non manuali, privi di ogni qualificazione⁷. Naturalmente, entro gli estremi fissati da questi due tipi puri

⁷ Si potrebbe obiettare a quanto appena detto che i titolari di molte microimprese italiane e i loro operai appartengono a comuni reti di conoscenze, se non alle stesse reti di relazioni sociali (Bagnasco 1977; Trigilia 1986). Tuttavia, l'elevata

di relazioni di impiego alle dipendenze si possono individuare, per effetto della diversa consistenza delle risorse di potere possedute e del tipo di occupazione svolta, varie situazioni intermedie, giusta, tra le altre, la tipologia di Erikson e Goldthorpe (1992).

Passando, ora, alle disuguaglianze distributive collegate alle classi sociali e ai rapporti di potere che le sottendono, si deve ribadire che esse attengono, soprattutto, alla sfera delle condizioni materiali e immateriali di vita. Si tratta, dunque, delle ineguaglianze di reddito, di ricchezza, di consumo, di investimento nell'istruzione dei propri figli e figlie, dello stato di salute, di accesso alle misure di welfare e così via, ma anche di aspetti non banali del benessere psicologico ed emotivo delle persone. La teoria delle classi non pretende, invece, di spiegare quelle che si possono considerare come differenze e non come disuguaglianze, vale a dire, per fare qualche esempio, i diversi modelli di consumo dei vari generi musicali o letterari, i modi di abbigliarsi, quelli di usare il tempo libero, l'intensità delle frequentazioni sociali, i comportamenti elettorali, le convinzioni religiose, i sistemi di valori e via elencando. Può, a volte, accadere che anche le differenziazioni di natura prevalentemente immateriale alle quali si è fatto or ora riferimento – ed altre ad esse prossime come, ad esempio, la formazione delle reti amicali o quella delle coppie⁸ –, ricalchino le linee di divisione tra le classi sociali. Si tratta, tuttavia, di contingenze empiriche che non si configurano come implicazioni necessarie della teoria delle classi sociali e la cui assenza non pregiudica in alcun modo la rilevanza euristica del concetto. Pare, infatti, di poter sostenere che le disuguaglianze di condizioni oggettive di vita alle quali si è fatto più sopra riferimento siano di tutto rilievo e definiscano aspetti non banali del funzionamento di una società, del suo grado di apertura e dell'ampiezza delle complessive disparità che in essa si manifestano.

Va, da ultimo, precisato che la teoria delle classi sociali non riconduce unicamente ad esse tutte le linee di divisione presenti nelle condizioni di vita dei componenti di una società. Anche il genere, la generazione, l'etnia, la razza e altre caratteristiche di gruppi e aggregati sociali possono configurarsi come fattori di strutturazione di forme di disuguaglianza. Quanti e quali essi siano, quali e quante siano le forme di disparità sociale alle quali essi danno luogo e quale sia l'intensità del loro influsso su di esse, comparato a quello delle classi sociali, rimangono questioni risolvibili in via empirica. È, però, vero che la teoria delle classi assume che le classi stesse rivestano un ruolo primario e che gli altri fattori ai quali si è appena fatto riferimento abbiano una portata causale meno incisiva.

E veniamo alla tipologia multivariata, e articolata su nove tipi di gruppi sociali, elaborata dall'Istat che è stata citata in precedenza e che qui è considerata come esemplificativa delle procedure di individuazione delle posizioni presenti nel sistema di stratificazione sociale ispirate alle tesi della molteplicità dei fattori di disuguaglianza e ai metodi di analisi ispirati alla *data science*.

Abbiamo parlato di tipologia multivariata dei gruppi sociali che dovrebbero rappresentare la stratificazione sociale del nostro Paese per comodità espressiva. In realtà, i nove gruppi dell'Istat non sono costruiti in riferimento a uno specifico spazio degli attributi, come si sarebbe espresso Lazarsfeld (1967), bensì tramite la procedura nota come *Classification And Regression Trees* (CART), introdotta da Breiman e collaboratori (1984). In buona sostanza questa tecnica, che costituisce uno sviluppo delle procedure di *Automatic Interaction Detection*, prende in considerazione una variabile dipendente (categoriale o metrica) e suddivide, attraverso il ricorso a una o più covariate – rese operative in sequenza e, a volte, utilizzate a più riprese e ricodificate secondo mutevoli modalità –, suddivide, dicevamo, un eterogeneo campione iniziale di soggetti in una pluralità di gruppi di dimensioni via via minori e internamente sempre più omogenei rispetto ai valori assunti dalla variabile dipendente. In concreto, si tratta di una serie variamente estesa di suddivisioni dicotomiche.

mobilità del lavoro presente oggi nel mondo delle microimprese (Contini e Trivellato 2005) induce a ritenere che queste appartenenze condivise non generino stretti legami interpersonali.

⁸ Spesso, nelle società contemporanee, gli amici delle persone appartengono alla loro stessa classe sociale o, comunque, a una classe assai prossima. E lo stesso vale per i mariti e le mogli o per i conviventi. In questi casi si ha, però, a che fare principalmente con fenomeni di ceto. Le classi risultano associati ad essi perché i luoghi di lavoro si configurano come importanti occasioni di incontro e conoscenza e perché i rapporti sociali si sviluppano più facilmente tra persone che svolgono ruoli occupazionali relativamente prossimi in termini di risorse di potere possedute e di posizioni organizzative ricoperte.

La prima di esse bipartisce il campione iniziale. Le due successive bipartiscono i due gruppi che risultano dalla prima suddivisione e così di seguito. Si viene pertanto a configurare una sequenza di partizioni dell'insieme originario di soggetti – rappresentabile graficamente mediante un albero decisionale – che definiscono i criteri di classificazione delle unità di volta in volta individuate o, meglio, le specifiche combinazioni di modalità delle covariate che le caratterizzano. Nella fase di suddivisione del campione possono emergere bipartizioni che non danno origine a unità sufficientemente distinte rispetto ai valori assunti dalla variabile dipendente. In tali casi, si procede ad un'operazione di potatura dell'albero di classificazione, eliminando le bipartizioni non significative mediante il ricongiungimento delle unità alle quali esse hanno dato origine. Attraverso un processo di successive partizioni e potature, si perviene alla configurazione finale dell'albero di classificazione e, dunque, all'individuazione delle unità ultime nelle quali il campione iniziale è suddiviso.

Nel caso dell'Istat la variabile dipendente, quella rispetto alla quale sono individuati i nove raggruppamenti finali, è costituita dal reddito familiare disponibile reso equivalente, come riportato nella sezione italiana di EU-Silc 2016, e l'unità di analisi è data dalla famiglia o, meglio, dai capifamiglia. Le covariate prese inizialmente in considerazione per individuare i gruppi di famiglie e capifamiglia relativamente omogenei rispetto al reddito disponibile, sono, le seguenti a) sesso del capofamiglia; b) sua età (fino a 29 anni, 30-39 anni, 40-49 anni, 50-59 anni, 60-69 anni 70-79 anni, 80 anni e oltre); c) sua posizione rispetto al mercato del lavoro (occupato, disoccupato, inattivo o ritirato dal lavoro); d) sua occupazione corrente (dirigente o quadro, operaio o assimilato, imprenditore o libero professionista, altro autonomo); e) il suo livello di istruzione (licenza elementare o meno, licenza media inferiore, diploma, laurea); f) composizione in termini di cittadinanza della sua famiglia (italiana o straniera); g) dimensioni di quest'ultima (1 componente, 2 componenti, 3 componenti, 4 componenti, 5 componenti o più); e h) area geografica di residenza (Nord, Centro, Sud e Isole). Alcune di queste covariate, però, sono state eliminate in quanto, nel corso dell'elaborazione, si sono rivelate prive di rilievo classificatorio, se così si può dire. Quelle effettivamente utilizzate per giungere alla configurazione finale della tipologia dell'Istat sono, dunque, costituite da: i) posizione rispetto al mercato del lavoro del capo-famiglia; ii) occupazione del capo famiglia; iii) titolo di studio del capo-famiglia; iv) cittadinanza dei componenti della famiglia; e v) numero dei componenti della famiglia. Si ricorda che tutte queste covariate, cittadinanza esclusa, sono state fatte operare anche più di una volta (fino a tre) e che, in tal caso, sono state cambiate le modalità nelle quali la stessa covariata è stata articolata. La configurazione finale dei gruppi di capifamiglia generati dalla metodologia appena riassunta è riportata, per brevità, nelle tavole che saranno commentate più avanti in sede di esposizione dei risultati delle nostre analisi empiriche.

Prima di procedere oltre, crediamo opportuno ribadire che, a nostro parere, lo schema a nove gruppi multidimensionali dell'Istat non è sostenuto da una teoria, così come la generalità delle classificazioni basata sulle procedure CART o su quelle proprie all'analisi delle corrispondenze utilizzata, ad esempio, da autori come Dubet (2010). È la natura dei dati disponibili, infatti, che guida questi tipi di analisi e che determina i loro esiti. In effetti, l'Istat non chiarisce quale sia il ruolo specifico di ciascuna delle cinque variabili sulle quali si basa la configurazione finale della sua tipologia rispetto ai processi di strutturazione del sistema di stratificazione sociale in atto nel Paese. Naturalmente non c'è chi non veda come i titoli di studio o la cittadinanza, ad esempio, possano effettivamente influire sulla distribuzione dei redditi. Notoriamente, però, l'esistenza di una qualche forma di associazione tra variabili non configura, di per sé, una spiegazione e, se anche la configurasse, essa non sarebbe stata predetta da considerazioni circa il ruolo delle credenziali educative e della cittadinanza nella strutturazione del sistema di stratificazione sociale. Non pare, infatti, che l'Istat suggerisca che l'Italia si configuri come una meritocrazia basata sull'istruzione o che in essa le complessive condizioni di vita di individui o famiglie siano basate principalmente sulle appartenenze etniche o razziali.

Esiste, poi, una debolezza metodologica o, forse, meglio epistemologica di questi schemi multivariati. Ed è il rischio di circolarità a cui essi vanno incontro quando sono utilizzati per dar conto di fenomeni di disuguaglianza espressi da una variabile utilizzata per costruire la stessa tipologia multivariata. Così, ad esempio, i nove gruppi identificati da Istat non sono impiegabili come modalità di una

variabile indipendente all'interno di un modello di regressione inteso a individuare i fattori sottostanti al rischio di esperire un episodio di disoccupazione posto che la condizione occupazionale contribuisce all'identificazione dei nove gruppi.

Le tipologie multivariate costruite sulla base della procedura CART o similari soffrono, infine, di un terzo limite che è teorico e metodologico ad un tempo. In termini un po' grossolani si potrebbe dire che si tratta della stretta dipendenza della loro configurazione dalla variabile dipendente sulla quale esse sono costruite. Per molti versi, questa dipendenza è inevitabile. Intendiamo dire che se, pur utilizzando lo stesso gruppo di covariate, si cerca di ricostruire la struttura di due forme di disparità tra loro piuttosto lontane – ad esempio quelle di reddito e quelle dei consumi culturali – si perviene necessariamente a due differenti tipologie di gruppi sociali e, dunque, a due diverse rappresentazioni del sistema di stratificazione. Il problema di difformità non marginali tra immagini della stratificazione prodotte seguendo una strategia di stampo costruttivista sussiste, però, – e lo mostreremo tra breve –, anche qualora le due manifestazioni di disuguaglianza prese in esame siano tra loro molto prossime quali, le disparità di reddito e di rischio di trovarsi in una condizione di deprivazione materiale. Ne deriva, almeno a nostro parere, che le tipologie multivariate in questione non possono configurarsi come vere variabili indipendenti nello studio delle disuguaglianze sociali, ruolo che, invece, possono assumere gli schemi di rappresentazione della struttura di classe.

Si noti, di passaggio, che l'esito appena richiamato – ossia l'esistenza di sistemi di stratificazione differenti in funzione della specifica disuguaglianza presa in considerazione – potrebbe essere utilizzato, come si è già avuto modo di dire in precedenza, quale prova a sostegno della tesi dell'individualizzazione delle disparità sociali. Si tratterebbe, però, di una prova piuttosto debole per due buoni motivi. In primo luogo perché, ancora una volta, la configurazione di questi diversi sistemi di stratificazione non sarebbe stata prevista da una teoria. In secondo luogo perché le tipologie in questione individuano, comunque, l'esistenza di raggruppamenti di individui che, rispetto alla forma di ineguaglianza di interesse, si trovano in condizioni di omogeneità interna ed eterogeneità esterna.

3. Le due principali finalità delle analisi

La presenza di considerazioni teoriche atte a giustificare la configurazione di uno schema di rappresentazione del sistema di stratificazione esistente in una società non garantisce, da sola, la correttezza e l'utilità di quello schema nella spiegazione o, anche solo nella descrizione delle disuguaglianze empiricamente riscontrabili in essa. E, all'opposto, l'assenza di argomentazioni analitiche non può essere di per sé assunta come dimostrazione immediata dell'erroneità o, quanto meno, dell'inutilità descrittiva di altri schemi di stratificazione. La validità degli uni e degli altri, almeno in termini di capacità di dare conto di una pluralità di manifestazioni di disuguaglianza, deve essere dimostrata attraverso un confronto empirico.

È esattamente per tale motivo che, in armonia con il titolo dell'articolo, abbiamo cercato di stabilire quale dei due orientamenti – quello in termini di classi sociali e quello in termini di gruppi multivariati esemplificato dall'analisi condotta da Istat – sia meglio in grado di dare conto di alcune significative disuguaglianze sociali esistenti nel nostro Paese. A tal fine, abbiamo selezionato tre aspetti delle condizioni di vita delle persone. Si tratta delle disparità di reddito, della probabilità di trovarsi in condizioni di severa deprivazione materiale e del rischio di esperire episodi di disoccupazione. Sembra difficile negare che si tratti di forme rilevanti di ineguaglianza nelle condizioni di vita che una teoria delle classi e uno schema di rappresentazione multidimensionale del sistema di stratificazione di un Paese dovrebbero essere capaci di predire. Almeno nel caso delle disparità di reddito e della probabilità di essere in condizioni di severa deprivazione materiale, poi, lo schema multidimensionale dell'Istat dovrebbe trovarsi, nel confronto con schemi di classe, in una posizione di vantaggio. Esso, infatti, è stato messo a punto proprio per dar conto delle prime e la deprivazione materiale dovrebbe possedere non banali legami con le disparità reddituali. Diversa è la posizione dei due modi di rappresentazione della stratificazione sociale nel caso dei rischi di disoccupazione. Questi

ultimi presentano, infatti, un'indubbia componente di stampo relazionale e, come tali, configurano un oggetto di indagine più vicino all'impianto teorico e analitico sottostante agli schemi di classe che agli schemi di stratificazione multivariati. D'altro canto, va ricordato che la condizione sul mercato del lavoro è una delle variabili che l'Istat utilizza nella costruzione della sua tipologia. Nel complesso, dunque, il confronto ci sembra equilibrato.

Facciamo presente, di passaggio, che svariate altre forme di disuguaglianza avrebbero potuto essere fatte oggetto di attenzione ai fini del confronto sul quale si incentra l'articolo. Per motivi di brevità, abbiamo, però ritenuto opportuno limitare l'esposizione alle tre elencate sopra.

Questa decisione si giustifica anche alla luce del fatto che, prima di presentare gli esiti della comparazione su cui verte l'articolo, spenderemo qualche parola per mostrare quella che abbiamo chiamato la dipendenza dalla variabile dipendente delle tipologie multivariate di stratificazione sociale, almeno quelle costruite via CART e la loro debolezza in termini di affidabilità. In quest'ottica, si sono considerate le disuguaglianze di reddito (riprendendo pari la tipologia dell'Istat), quelle di deprivazione materiale e quelle riguardanti la lettura di libri⁹.

4. *Dati, variabili e metodi*

E veniamo alla descrizione delle fonti dei dati, delle variabili e dei metodi di analisi che sono stati utilizzati: i) per illustrare la dipendenza dalla propria variabile dipendente delle tipologie multivariate costruite via CART o, se si preferisce, la loro instabilità in funzione del tipo di disuguaglianza presa in considerazione; e ii) per condurre i confronti tra le capacità predittive delle tre manifestazioni di disuguaglianza prima ricordate – vale a dire: disparità di reddito, di probabilità di trovarsi in situazione di deprivazione e di incorrere in episodi di disoccupazione – possedute, rispettivamente, dalla tipologia a nove gruppi dell'Istat e dalla versione ESEC, anch'essa a nove posizioni, dello schema di classe di Erikson e Goldthorpe (1992).

Per affrontare la prima questione, abbiamo comparato – in linea con quanto anticipato in chiusura del precedente paragrafo – la tipologia originaria dell'Istat con quelle costruite avendo come variabili dipendenti, rispettivamente, 1) la probabilità di trovarsi in condizione di severa deprivazione materiale, come definita da Eurostat; e 2) il numero di libri letti nel corso di un anno. Per elaborare la tipologia multivariata riguardante la prima delle due nuove variabili dipendenti si è fatto ricorso, alla stessa fonte utilizzata da Istat nelle sue elaborazioni, ossia ai dati di IT-Silc 2016. Si sono, invece, utilizzati quelli dell'indagine Multiscopo condotta nel 2013 dall'Istat su “Aspetti della vita quotidiana” per ottenere una classificazione multivariata delle disuguaglianze nella frequenza di lettura dei libri.

Come accennato poco più sopra e com'è ovvio, il metodo adottato nelle analisi in parola è costituito da CART. Le variabili con le quali è stata alimentata la pertinente routine sviluppata in R sono, nel caso del rischio di essere in condizione di severa deprivazione, le stesse inizialmente adottate dall'Istat nel processo di individuazione dei suoi nove gruppi di posizioni sociali, così come sono state elencate e descritte nel precedente paragrafo¹⁰. La tipologia costruita sul numero di libri letti annualmente ha, invece, utilizzato le seguenti covariate: sesso, età (fino a 34 anni, 35-54 anni, 55 anni e oltre), area geografica di residenza (Nord, Centro, Sud e Isole), posizione rispetto al mercato del

⁹ Si potrebbe opinare che la variazione nel numero di libri letti in un anno dalle persone configuri, secondo le considerazioni esposte nel secondo paragrafo, più una differenza che una disuguaglianza. E si tratterebbe, per certi versi, di un'opinione fondata. Si tenga, tuttavia, presente che la variabile in questione è influenzata anche dal livello di istruzione e, dunque, da una caratteristica che si configura come una possibile risorsa di potere.

¹⁰ La ragione per cui non ci siamo limitati a inserire nella procedura CART solo le cinque variabili effettivamente utilizzate da Istat nella costruzione della versione finale della sua tipologia sta nell'ovvia considerazione che non è possibile, come detto, stabilire a priori se esse sarebbero state davvero quelle selezionate dal programma al termine delle elaborazioni. Per dirlo in altri termini, si è operato in modo da consentire la piena omogeneità delle condizioni iniziali del processo di generazione della tipologia di posizioni basata sui rischi di deprivazione con quelle nelle quali ha operato l'Istat per individuare i suoi nove gruppi sociali.

lavoro (occupato, disoccupato, non forza di lavoro), categoria occupazionale corrente (imprenditori e dirigenti, impiegati direttivi e di concetto, lavoratori autonomi, lavoratori manuali alle dipendenze e assimilati), titolo di studio (licenza media inferiore o meno, diploma, laurea) e stato civile (coniugato o convivente, singolo). La difformità tra questo insieme di covariate e quello adottato dall'Istat, e da noi ripreso nel caso della tipologia dell'esposizione al rischio di deprivazione, è, naturalmente, dovuta alle differenti informazioni riportate dall'indagine Multiscopo 2013 e da IT-Silc 2016.

Le due indagini differiscono anche per unità di rilevazione, cosicché la tipologia riguardante la deprivazione fa riferimento ai capifamiglia, mentre quella risultante dalla lettura di libri considera gli individui in età di 18 anni e oltre, indipendentemente dalla loro posizione familiare.

Passando, ora, al secondo blocco di analisi si fa presente che nelle tre comparazioni condotte tra lo schema di classe e quello multivariato di Istat, la base dati utilizzata è sostanzialmente unica ed è costituita, ancora una volta, da IT-Silc 2016. Ne è, però, stata usata la versione trasversale, per i confronti su reddito e deprivazione materiale, e la versione longitudinale 2015-2016, per l'analisi sui rischi di disoccupazione.

Per ciascuna comparazione è stato adottato un diverso modello di regressione o, meglio, una diversa coppia di modelli: uno relativo allo schema multivariato, l'altro relativo allo schema di classe. I modelli in questione sono costituiti dalla regressione lineare nel caso delle disparità di reddito, dalla regressione logistica in quello delle probabilità di trovarsi in condizione di severa deprivazione e dalla regressione di Poisson per lo studio dei rischi di disoccupazione. Le variabili dipendenti di queste coppie di modelli sono costituite, rispettivamente, dall'ammontare del reddito familiare disponibile reso equivalente (espresso in forma logaritmica), dalla probabilità di trovarsi, anziché non trovarsi, in condizione di deprivazione e dall'*incidence rate* di essere rimasto disoccupato, ossia dal rapporto tra i mesi del 2016 passati in disoccupazione e i mesi dello stesso anno trascorsi nelle fila delle forze di lavoro, così come risultano dalle dichiarazioni retrospettive degli intervistati.

Le covariate di ogni coppia di modelli di regressione sono costituite, rispettivamente, dalla tipologia multivariata e dallo schema di classe. I modelli contenenti quest'ultimo hanno poi subito ulteriori specificazioni derivanti dall'aggiunta di altre covariate. Esse e le modalità nelle quali si articolano non sono qui richiamate in quanto sono elencate nelle tavole riportate nei due prossimi paragrafi e comunque corrispondono alle variabili utilizzate operativamente dall'ISTAT per la costruzione della sua tipologia ed elencate nel secondo paragrafo.

Tuttavia, si deve precisare che la comparazione riguardante i rischi di disoccupazione è difforme dalle altre due per le ragioni che ora esporremo. Poiché abbiamo assunto come variabile dipendente l'*incidence rate* della disoccupazione, abbiamo dovuto ricorrere alla sezione retrospettiva di IT-Silc 2016. Sfortunatamente, quest'ultima non riporta la cittadinanza degli intervistati che, quindi, non ha potuto comparire tra le covariate. Una seconda causa di variazione rispetto alle analisi precedenti deriva dalla necessità di considerare solo i soggetti intervistati da IT-Silc sia nel 2015 sia nel 2016, così da conoscere quale fosse l'occupazione da essi svolta prima dell'inizio del 2016 e, dunque, prima dell'eventuale entrata in disoccupazione. Ne è derivata l'esclusione dalle analisi di tutti i soggetti che al momento dell'intervista, realizzata nel 2015, erano disoccupati, inattivi o pensionati. Questa esclusione ha, ovviamente, prodotto una sensibile restrizione delle dimensioni campionarie. Per evitare che questa diventasse eccessiva, non si sono considerati solo i capi-famiglia ma tutti i soggetti di maggiore età con un impiego a fine 2015. Per tutti costoro si è, però, conservata l'informazione sulle dimensioni della famiglia di appartenenza. L'esito finale dell'assenza di informazioni sulla cittadinanza e dei processi di selezione del campione e delle unità di rilevazione è consistito nell'eliminazione dalle analisi del gruppo 1 (Operaio, atipico, inattivo disoccupato con famiglia con almeno un componente straniero) e del gruppo 3 (Inattivo, disoccupato con famiglia composta da 3 membri o meno, tutti cittadini italiani) della tipologia Istat e nell'assenza dei pensionati dai suoi gruppi 6 (Ritirato, impiegato, quadro, dirigente, autonomo, libero professionista, imprenditore con licenza media inferiore o meno e con famiglia composta da 3 membri o meno), 8 (Ritirato, quadro, dirigente, imprenditore, libero professionista con diploma di scuola media superiore) e 9 (Ritirato,

quadro, dirigente, imprenditore, libero professionista con diploma di scuola media superiore). Il fatto di non considerare i pensionati, gli inattivi e i disoccupati al 2015 non dovrebbe incidere in alcun modo sulla tenuta dell'esercizio di comparazione, poiché – per definizione – nessuno di costoro era esposto al rischio di aver perso il lavoro nel 2015. Non si può, invece, asserire con certezza che l'esclusione degli operai con cittadinanza straniera sia priva di conseguenze distorsive. Si può, però, ipotizzare che esse siano piuttosto contenute, date la limitata incidenza di quella categoria nel campione bilanciato di IT-Silc 2015-16.

Facciamo, da ultimo, presente che la numerosità dei campioni considerati nelle varie analisi è reperibile, come d'uso, nelle tavole riportate nei prossimi paragrafi.

5. L'instabilità degli schemi multivariati di stratificazione sociale

Dopo queste lunghe, ma, crediamo, necessarie premesse, è possibile passare all'esposizione dei principali risultati delle nostre analisi.

Inizieremo da quelle riguardanti la dimostrazione che, seguendo il metodo CART e gli approcci costruttivisti, in assenza di una precedente sistematizzazione teorica della possibile configurazione assunta dalla stratificazione sociale, quest'ultima viene necessariamente a mutare in funzione della specifica forma di disuguaglianza studiata.

tabella 1 circa qui

A tal fine si riportano (Tab. 1): i) la tipologia dei gruppi Istat basata sulla distribuzione dei redditi; ii) la tipologia costruita, utilizzando le stesse covariate adottate dall'Istat nella messa a punto della sua tipologia, con riferimento alla situazione di deprivazione materiale della famiglia; e iii) la tipologia fondata sul numero di libri letti negli ultimi dodici mesi dagli italiani e dalle italiane con 18 anni e oltre.

I risultati ci paiono allineati con le nostre riserve di carattere metodologico sollevate nel secondo paragrafo.

Se si assume come riferimento la tipologia costruita dall'Istat sulle disuguaglianze di reddito e la si compara con quella relativa alle disuguaglianze nel numero di libri letti, si scopre che, nella prima, la zona di residenza è priva di rilievo, mentre essa è decisiva nella seconda. E ancora: nella tipologia Istat costruita sulle disparità di reddito, la condizione rispetto al mercato del lavoro e la posizione occupazionale sono variabili costitutive di tutti i nove strati, in quella sulla lettura di libri nessun rilievo ha la condizione rispetto al mercato del lavoro e la posizione occupazionale riveste un peso unicamente all'interno dei soggetti non laureati residente nelle regioni settentrionali (Tab. 1).

Come detto, per certi versi, le disparità appena rilevate tra i due schemi di stratificazione sono comprensibili, anche perché la tipologia riguardante la lettura di libri non si riferisce, come chiarito in precedenza, ai soli capifamiglia e non utilizza tutte le stesse variabili impiegate da Istat nell'individuare la sua stratificazione basata sui livelli di reddito. Rimane il fatto che le difformità tra essi sono di incidenza così elevata da rendere ardua la loro riduzione alle due differenze appena menzionate e, per converso, fa apparire del tutto plausibile imputarle alla diversa natura della variabile dipendente.

Si deve, comunque, rilevare che anche le diversità presenti tra la tipologia centrata sul reddito e quella basata sulla severa deprivazione materiale sono alquanto sensibili, benché, in tal caso, l'unità di rilevazione sia sempre costituita dal capofamiglia e identiche siano le caratteristiche di quest'ultimo utilizzate per alimentare la routine di CART. È vero, infatti, che la condizione sul mercato del lavoro, la posizione occupazionale, il livello di istruzione, la numerosità e la composizione per cittadinanza della famiglia di appartenenza continuano ad avere rilievo nell'individuazione dei singoli gruppi

costruiti attorno alla deprivazione materiale. È, però, altrettanto certo che nella tipologia costruita sulla deprivazione: i) si ha a che fare con otto, anziché con nove gruppi; ii) che le segmentazioni in base alla condizione lavorativa, alla posizione professionale, al titolo di studio e alle dimensioni familiari sono completamente difformi dalla tipologia di riferimento; e iii) che l'età del capo famiglia, assente dalla tipologia sulle disparità di reddito, acquista, qui, un ruolo di tutto rilievo (Tab. 1). Poiché non crediamo si possa negare che il reddito influisca in misura significativa sulla condizione di deprivazione, riteniamo si debba ritenere sufficientemente provato che le differenze esistenti tra i due schemi di stratificazione dei quali si sta discutendo siano davvero incisive e tali da confermare nuovamente i nostri dubbi sull'affidabilità di tutti quelli generati dagli orientamenti di analisi ispirati dalle ipotesi sulla frammentazione della disuguaglianza o dalla *data science*. E poiché nessuna sistematica considerazione teorica sorregge il processo della selezione delle variabili con le quali si alimenta la procedura di CART o altre similari, non si può escludere che il ricorso a diversi insiemi di variabili generi, a parità di variabile dipendente, schemi di stratificazione tra loro difformi. Ci sembra, così, possibile aggiungere, a quelle fin qui espresse, una forte riserva sulla validità in termini di dimensione costitutiva (*criterion validity*) delle tipologie multivariate di stratificazione sociale, costruite così come è stata messa a punto quella proposta da Istat. Del resto, in assenza di una specifica teoria costitutiva esse sono inevitabilmente destinate a configurarsi come pure e semplici classificazioni *ad hoc*.

Ma cosa succede se consideriamo la validità di queste classificazioni sotto il profilo della capacità predittiva delle varie manifestazioni di disuguaglianza, ossia sotto il profilo della *construct validity*? È quanto cercheremo di mostrare nel prossimo paragrafo attraverso il confronto tra lo schema multivariato Istat e lo schema di classe ESEC.

6. La comparazione tra le capacità predittive dello schema multivariato Istat e dello schema di classe ESEC.

Inizieremo questo confronto, come già anticipato, dalle disuguaglianze riguardanti il reddito familiare disponibile, quali emergono dall'ondata 2016 di It-Silc e, dunque, riferite al 2015.

tabella 2 circa qui

Le due regressioni lineari, specificate per stabilire quale dei due modi di rappresentazione del sistema di stratificazione sociale dia meglio conto delle ineguaglianze in parola, mostrano che quello in cui la posizione sociale del capo-famiglia è classificata secondo lo schema Istat spiega una quota maggiore di varianza di quella spiegata dal modello basato sullo schema ESEC (Tab. 2). Crediamo, però, si possa convenire sul fatto che la differenza in questione sia contenuta e che, nella sua limitata consistenza, essa configuri un risultato un po' sorprendente. Si è già ricordato, infatti, che i nove gruppi dell'ISTAT sono stati costruiti proprio al fine di massimizzare la loro capacità di dar conto delle disuguaglianze di reddito. Nel bilancio del confronto si deve, poi, mettere che i gruppi ISTAT controllano implicitamente gli effetti di tutte le cinque variabili (condizione lavorativa, posizione occupazionale, titolo di studio, composizione per cittadinanza della famiglia e dimensioni di quest'ultima) selezionate dalla procedura CART e utilizzate nella loro identificazione. Non così, accade, invece per lo schema ESEC. Quest'ultimo, infatti, tiene conto solo delle occupazioni, identificate in base ai codici ISCO.08, esercitate dai capifamiglia intervistati. Se, al fine, di rendere meno squilibrato il confronto, si aggiunge al modello basato sullo schema ESEC una nuova covariata costituita dalla condizione lavorativa corrente del capofamiglia, allora il risultato si modifica, sia pure marginalmente, a favore dell'orientamento di analisi basato sulle classi sociali (Tab. 3).

tabella 3 circa qui

Naturalmente, si può proseguire nel processo di aggiungere variabili costitutive della tipologia Istat allo schema ESEC. Com'è ovvio, mano a mano che queste aggiunte proseguono la capacità predittiva del modello di regressione basato sullo schema di classe si accresce. Basterà, allora, ricordare che il modello nel quale lo schema di classe è affiancato, oltre che dalla condizione occupazionale del capo-famiglia, dal suo livello di scolarità, dalla composizione per cittadinanza della famiglia e dalle dimensioni della stessa, è in grado di dar conto di circa il 40% in più della varianza spiegata dallo schema ISTAT¹¹.

L'esercizio appena ultimato fa emergere un ulteriore elemento che gioca a favore dell'utilizzazione di schemi di classe unidimensionali. Si tratta della possibilità di stabilire la consistenza dell'associazione di ciascuna delle covariate con la variabile dipendente e, dunque, di misurare se lo schema di classe possieda maggiori o minori capacità predittive delle altre covariate, operazione, questa, impossibile con schemi analoghi a quelli adottati dall'Istat che collassano, per così dire, tutte le covariate tra loro. Così ad esempio, standardizzando i coefficienti che compaiono nella tabella 3 si può mostrare che la condizione di disoccupato, non sorprendentemente, incide sulla consistenza del reddito familiare più di quanto conti l'appartenenza a una qualsiasi delle nove classi sociali tenute in considerazione¹².

Torneremo più avanti su questa tematica. Per il momento è, però, opportuno riprendere il filo principale delle argomentazioni sottolineando che i lineamenti di fondo della comparazione relativa al reddito familiare disponibile si riproducono quando il confronto si sposti sui rischi di deprivazione. Lo pseudo R^2 del modello di regressione logistica binomiale costruito sullo schema multivariato dell'Istat assume, infatti, un valore più elevato di quello da esso assunto nel modello nel quale il ruolo di covariata è assunto dalla classe sociale (Tab. 4). Ma anche in questo caso la differenza tra la proporzione di varianza spiegata nei due modelli non sembra particolarmente difforme (Tab. 4), soprattutto se si tiene conto del fatto che – lo si è ricordato a più riprese – tra reddito disponibile e severa deprivazione esistono legami non marginali, che lo schema Istat è stato costruito proprio per rappresentare le disuguaglianze esistenti tra le tasche dei capifamiglia e che esso ingloba in sé l'effetto di cinque diverse altre variabili.

tabella 4 circa qui

E, nuovamente in analogia con quanto già visto a proposito del reddito familiare, se nel modello logit relativo alla deprivazione, e specificato sullo schema di classe, si inserisce la condizione lavorativa del capo-famiglia, il valore dello pseudo R^2 diventa identico a quello del modello logit contenente lo schema Istat (Tab. 5).

tabella 5 circa qui

Se, poi, si inseriscono nel modello costruito sulla classe sociale le rimanenti covariate costitutive della tipologia multidimensionale dell'Istat, allora lo pseudo R^2 si attesta sul valore di 0,093.

¹¹ In questo caso, infatti, l' R^2 del modello contenente lo schema di classe vale 0,182.

¹² Per l'esattezza, il coefficiente beta standardizzato espressivo dell'effetto della condizione di disoccupato è pari a -0.212 (significativo al 99%) mentre la classe occupazionale con l'associazione più elevata rispetto al reddito familiare è quella degli operai non qualificati, il cui coefficiente beta è pari a -0.155 (anch'esso significativo al 99%).

L'ultimo confronto che abbiamo istituito tra i due schemi di rappresentazione della stratificazione sociale considerati in queste pagine si riferisce – lo si ricorderà – al rischio di disoccupazione espresso come proporzione dell'intera durata della presenza dei singoli individui sul mercato del lavoro nel corso del 2015 passata in questa condizione.

Ebbene il modello di regressione di Poisson utilizzato per comparare la capacità di dar conto dell'esposizione al rischio di disoccupazione posseduta dallo schema Istat con quella posseduta dallo schema di classe mostra che entrambi i modelli spiegano una quota indubbiamente contenuta di variabilità del fenomeno, ma fanno anche vedere che questa si amplia passando dalla tipologia Istat allo schema di classe (Tab. 6).

tabella 6 circa qui

Naturalmente, se al modello contenente lo schema di classe si aggiunge un'altra covariata, come, ad esempio, il titolo di studio, allora la quota di varianza spiegata aumenta e, nel caso esemplificato, diventa del 3,0%. Ma si tratta pur sempre di un valore contenuto. È probabile che questo risultato sia imputabile al carattere duale del mercato del lavoro italiano e alla limitazione degli effetti della sua deregolazione, iniziata nella seconda metà degli anni Novanta, quasi solo alla componente giovanile, indipendentemente dall'occupazione svolta¹³. In effetti, specificando un modello che accanto alla classe sociale considera l'età degli individui, trattata come una variabile continua e con effetti lineari, la quota di varianza spiegata raddoppia (Tab. 7).

tabella 7 circa qui

Anche con il nuovo esempio si può continuare ad argomentare che la varianza spiegata è assai contenuta. Rimane, però, da sottolineare che il modello contenente lo schema di classe conduce a risultati plausibili e comprensibili in merito agli effetti, sull'incidenza dei rischi di disoccupazione, delle posizioni sociali alle quali appartengono gli intervistati, mentre poco chiari sono quelli emergenti dal modello contenente la tipologia multidimensionale dell'Istat. Dal modello basato sullo schema ESEC, traspare che gli appartenenti alle classi di servizio e a quella dei colletti bianchi sono assai poco esposti ai rischi di disoccupazione, mentre lo sono in misura elevata i lavoratori a bassa qualificazione del terziario, gli operai e, giusto quanto a più riprese recentemente mostrato dallo stesso Istat¹⁴, i lavoratori in proprio, falcidiati dalla Grande Depressione iniziata nel 2008. Questo effetto non emerge dallo schema Istat perché i lavoratori autonomi (presenti nei suoi gruppi 5, 6 e 7) sono accorpati assieme non solo agli imprenditori, ma anche ai dirigenti, ai quadri e agli impiegati di concetto. E la variabile che nella tipologia Istat pare più collegata ai rischi di disoccupazione è costituita dal livello di istruzione, anziché dal mestiere svolto. Sono, infatti, i soggetti che l'Istat colloca nei suoi gruppi 5 e 6 e che posseggono, al più, la licenza media a far registrare le maggiori esposizioni al fenomeno della perdita del posto di lavoro. Ma recenti indagini mostrano, almeno nelle coorti più giovani, un'evidenza pressoché opposta. Entro queste ultime sono proprio laureati e diplomati ad andare più spesso incontro a situazioni di elevata instabilità lavorativa (Fullin e Reyneri 2015; Bazzoli *et al.* 2018).

tabella 8 circa qui

¹³ Poiché la regolazione del mercato del lavoro dipende da decisioni politiche, pare del tutto ovvio che gli schemi di classe non siano in grado dar conto della loro configurazione e dei loro effetti.

¹⁴ Tra le numerose pubblicazioni dell'Istituto in materia si ricorda, per brevità, Istat (2018b).

In effetti, aggiungendo alle covariate del modello riportato qui sopra il titolo di studio degli individui si può mostrare, attraverso un'opportuna standardizzazione dei parametri della nuova specificazione, che l'età influisce sui rischi di disoccupazione in misura superiore a quella dell'istruzione (Tab. 8).

7. Alcune conclusioni

Giunti a questo punto, riteniamo di poter dire che, almeno sotto il profilo della capacità di dar conto della variabilità delle disuguaglianze di reddito, di probabilità di trovarsi in condizione di severa deprivazione materiale e di incidenza temporale, su base annua, dell'esperienza della disoccupazione, le analisi e le considerazioni presentate nel corso dell'articolo abbiano fatto emergere solidi elementi di preferibilità degli schemi di classe rispetto alle tipologie multidimensionali basate su impianti costruttivistici, esemplificate da quella elaborata via CART dall'Istat. Li riepiloghiamo qui di seguito. In primo luogo, l'orientamento di analisi in termini di classe sociale si rivela più parsimonioso. Con il ricorso a una sola caratteristica individuale – appunto, la classe sociale – si dà conto di una quota di variabilità delle tre variabili dipendenti considerate assai prossima e, almeno in un caso, superiore a quella spiegata con le cinque caratteristiche, individuali o familiari, collassate assieme nella tipologia in questione. In particolare, si deve sottolineare che, nell'analizzare la configurazione delle disuguaglianze di reddito, la variabile unidimensionale classe, costruita con riferimento alle relazioni di potere operanti nella sfera della divisione sociale del lavoro e del mercato, si comporta quasi tanto bene quanto lo schema pluridimensionale messo a punto dall'Istat con lo scopo precipuo di minimizzare la variabilità del reddito familiare equivalente entro ciascun gruppo e di massimizzarla tra i gruppi.

In secondo luogo, si è mostrato che il ricorso allo schema di classe consente di porre in luce l'intensità dell'associazione eventualmente intercorrente tra ciascuna delle variabili costitutive della tipologia multidimensionale elaborata dall'Istat e la variabile dipendente, mentre non vale l'opposto. In altre parole, se la posizione rispetto al mercato del lavoro, l'occupazione corrente, l'istruzione, le dimensioni della famiglia e la sua composizione in termini di cittadinanza sono utilizzate per costruire lo schema multivariato di rappresentazione della stratificazione sociale, non è più possibile individuare l'influenza netta di ciascuna di esse sulla forma di disuguaglianza di volta in volta esaminata. Diventa così difficile falsificare ogni ipotesi in merito al loro ruolo specifico nello strutturare quest'ultima. Un po' paradossalmente, la costruzione di schemi multivariati della stratificazione sociale finisce con fornire argomenti a sostegno dell'ipotesi della frammentazione delle ineguaglianze meno solidi di quelli che sarebbe possibile derivare da analisi nelle quali ciascuna supposta fonte generatrice di disuguaglianza è considerata disgiuntamente dalle altre. Oltre che sotto il profilo analitico, la limitazione appena richiamata vale anche nei confronti della possibilità di disegnare, qualora si volesse farlo, efficaci politiche pubbliche di contrasto alla disuguaglianza. Proprio perché li collassa assieme, una tipologia multivariata non è in grado di stabilire su quale dei possibili fattori generativi delle disparità sociali che la costituiscono si debba principalmente agire al fine di contenerle.

In terzo luogo, le analisi in materia di disparità sociali condotte in base alla classe sociale non incorrono in nessun rischio di circolarità, mentre esso incombe a più riprese sugli schemi multivariati analoghi a quello proposto dall'Istat. In effetti, se quest'ultimo fosse stato usato nella sua integrità, il confronto con lo schema di classe condotto con riferimento ai rischi di disoccupazione non avrebbe potuto essere effettuato.

Oltre che da quelle fin qui illustrate, gli schemi multivariati di stratificazione sociale sono, per così dire, afflitti – a nostro parere – da un'ancor più seria debolezza concettuale. Dietro alla nozione di classe esiste una teoria. Essa, dunque, non intende solo descrivere le manifestazioni e la consistenza di alcune significative forme di disuguaglianza sociale, ma si propone come uno strumento euristico capace di fornire spiegazioni delle une e dell'altra. All'opposto, proprio perché privi di una teoria

sottostante e perché guidati principalmente dai dati empirici disponibili, gli schemi multivariati di stratificazione sociale sono confinati a compiti descrittivi di singole forme di disuguaglianza. Ma, proprio perciò, essi non possono essere assunti come prove della frammentazione sistemica dell'ineguaglianza nelle società contemporanee. Al contrario, le analisi che abbiamo presentato in queste pagine e, ancor più, i risultati di quelle contenuti negli altri lavori condotti in una prospettiva di classe che abbiamo richiamato nel secondo paragrafo, inducono a ritenere che, almeno per ora, l'ipotesi di una persistente cristallizzazione di significative forme di disparità sociale rimanga la più fondata. Con queste ultime osservazioni non intendiamo implicitamente sostenere l'inutilità di schemi di classificazione multivariata di specifici stati di disuguaglianza. Vogliamo, però, suggerire che essi dovrebbero essere utilizzati come variabili dipendenti all'interno di teorie e modelli capaci di spiegare perché quella data disuguaglianza si configura nei modi illustrati da quegli schemi.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Althusser, L. (1965), *Pour Marx*, Paris: Maspero.
- Aron, R. (1964), *La lutte de classes*, Paris: Gallimard.
- Ballarino, G., Bernardi, F. (a cura di) (2016), *Education, Occupation and Social Origin: A Comparative Analysis of the Transmission of Socio-Economic Inequalities*, Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Bagnasco, A. (1977), *Tre Italia. La Problematica Territoriale dello Sviluppo Economico Italiano*, Bologna: Il Mulino.
- Bazzoli, M., Marzadro, S., Schizzerotto, A., Trivellato, U. (2018), Come sono cambiate le storie lavorative dei giovani negli ultimi quarant'anni? Evidenze da uno studio pilota, in *Stato e mercato*, n. 114, pp. 369-418.
- Beck, U. (1983). *Jenseits von Stand und Klasse?* in R. Kreckel (a cura di), *Soziale Ungleichheiten*, Göttingen: Schwarz, pp. 35-74.
- Bell, D. (1976), *The Coming of Post-Industrial Society*, Harmondsworth: Penguin Books.
- Bernardi, F. (2009), Globalizzazione, individualizzazione e morte delle classi sociali. Uno studio empirico su 18 paesi Europei, in *Polis*, vol. 23, n. 2, pp., 195-220.
- Blau, P.M., Duncan, O.D. (1967), *The American Occupational Structure*, New York: John Wiley & Sons.
- Brandoli, A., Gambacorta R., Rosolia, A. (2018), *Inequality amid income stagnation: Italy over the last quarter of a century*, Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) n. 442, Rome: Bank of Italy [https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/qef/2018-0442/QEF_442_18.pdf].
- Breen R. (ed.) (2004), *Social mobility in Europe*, Oxford: Oxford University Press.
- Breiman, L., Friedman, J., Olshen, R., Stone, C. (1984), *Classification and Regression Trees*, Boca Raton (FL): CRC Press.
- Bukodi E., Goldthorpe, J.H. (2012), Decomposing social origins: The Effects of Parents' Class, Status, and Education on the Educational Attainment of Their Children, in *European Sociological Review*, vol. 29, n. 5, pp.1024-1039.
- Castells, M., (2011), *The Rise of the Network Society*, 2nd Edition, Wiley-Blackwell.
- Chan, T.W., Goldthorpe, J.H. (2004). Is there a Status Order in Contemporary British Society? Evidence from the Occupational Structure of Friendship, in *European Sociological Review*, vol. 20, n. 5, pp. 383-401.
- Cobalti, A., Schizzerotto, A. (1994), *La mobilità sociale in Italia*, Bologna: Il Mulino.
- Contini, B., Trivellato, U. (2005), *Eppur si muove. Dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano*, Bologna: Il Mulino.
- Costa G., Bassi, M., Gensini, G.F., Marra, M., Nicelli, A.L., Zengarini, N., (2014), *Equità nella salute in Italia. Secondo rapporto sulle diseguaglianze sociali in Sanità*, Milano: Franco Angeli.

- Dahrendorf (1957), *Soziale Klassen und Klassenkonflikt in der industriellen Gesellschaft*, Stuttgart: Ferdinand Enke Verlag.
- Dubet, F. (2010), *Les places et les chances*, Paris: Éditions du Seuil.
- Erikson, E., Goldthorpe, J.H. (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Erikson R., Jonsson J. (1996), Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case, in R. Erikson, J. Jonsson (a cura di), *Can Education Be Equalized?*, Boulder (CO): Westview, pp. 1-63.
- Fullin, G., Reyneri, E. (2015), Mezzo secolo di primi lavori dei giovani. Per una storia del mercato del lavoro italiano, in *Stato e mercato*, n. 105, pp. 419-467.
- Ganzeboom, H.B., De Graaf, P.M., Treiman, D.J. (1992), A standard international socio-economic index of occupational status, in *Social science research*, vol. 21, n. 1, pp. 1-56.
- Ganzeboom, H.B.G., Luijckx, R., Treiman, D.J. (2018), *Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective. A replication and extension after 25 years*, paper presentato alla Population Association of America, Denver (CO).
- Goldthorpe, J.H. (2002), *Globalisation and social class*. in *West European Politics*, vol. 25, n. 3, pp. 1-28.
- Habermas, J. (1973), *Legitimationsprobleme im spätkapitalismus*, Frankfurt: Suhrkamp.
- Hauser, R.M. e Featherman, D.L. (1977), *The Process of Stratification*, New York, Academic Press
- Istat (2017), *Rapporto annuale 2017. La situazione del Paese*, Roma: Istat.
- Istat (2018a), *Rapporto annuale 2017. La situazione del Paese*, Roma: Istat.
- Istat (2018b), I lavoratori indipendenti in *Statistiche focus*, II trimestre 2017, www.istat.it.
- Jonsson, J.O., Mills, C. (a cura di) (2001), *Cradel to Grave. Life Course Change In Modern Sweden*. London: Routledge.
- Lazarsfeld, P.F. (1967), Concept Formation and Measurement in the Behavioral Sciences: Some Historical Observations, in G.J. Dinenzio (a cura di), *Concepts, Theory and Explanation in the Behavioral Sciences*, New York: Random House, pp. 144-202.
- Lucchini, M., Schizzerotto, A. (2010), Unemployment risks in four EU countries: A validation study of the ESeC, in D. Rose, E. Harrison (a cura di), *Social class in Europe: An introduction to the European socio-economic classification*, London: Routledge, pp. 235-244.
- Luhmann, N. (1982), *The Differentiation of Society*, New York: Columbia University.
- Offe, C., (1984), *Contradictions of the Welfare State*, London, Hutchinson.
- Ossowski, S. (1964), *Struttura di classe e coscienza sociale*, Torino: Einaudi.
- Passaretta G., Barbieri, P., Wolbers, M.H.J., Visser, M. (2018), *The direct effect of social origins on men's occupational attainment over the early life course. An Italian-Dutch comparison*, in *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 56, pp. 1-11.
- Poulantzas, N. (1973), *On social classes*, in *New Left Review*, n. 78, pp. 27-54.
- Ranci Ortigosa, C. (2008), Vulnerabilità sociale e nuove disuguaglianze sociali, in *Sociologia del lavoro*, 110, pp. 161-171.
- Rose, D., Harrison, E. (a cura di) (2010), *Social class in Europe: An introduction to the European socio-economic classification*, London: Routledge.
- Schizzerotto, A. (a cura di) (2002), *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna: Il Mulino.
- Touraine, A. (1969), *La société post-industrielle*, Paris: Éditions Denoël.
- Triglia, C. (1986), *Grandi partiti e piccole imprese: comunisti e democristiani nelle regioni a economia diffusa*, Bologna: Il Mulino.
- Wright, E.O. (1976), Class Boundaries in Advanced Capitalist Society, in *New Left Review*, n. 98, pp. 3-41.

Tabelle

Tab. 1 *Esempi di variazione, a identità di covariate, di tipologie multivariate di stratificazione sociale in funzione della variabile dipendente prescelta*

Reddito (N=20.583)	Variabile dipendente	
	Deprivazione (N=20.583)	Lettura di libri (N=38.633)
1. Operaio, atipico, inattivo disoccupato con famiglia con almeno un componente straniero	1. Operaio, impiegato, quadro, dirigente, autonomo, imprenditore, libero professionista, ritirato dal lavoro	1. Laureati
2. Operaio, atipico, inattivo, disoccupato con famiglia composta da oltre 4 membri, tutti cittadini italiani	2. Disoccupato, inattivo con famiglia costituita da soli cittadini italiani	2. Diplomatici residenti nelle regioni centrali, meridionali e insulari
3. Inattivo, disoccupato con famiglia composta da 3 membri o meno, tutti cittadini italiani	3. Disoccupato o inattivo, con almeno la licenza media, con famiglia composta da 2 o 3 o 5 o più di 5 componenti e almeno un componente straniero	3. Soggetti con licenza media o meno e residenti nelle regioni centrali, meridionali e insulari
4. Operaio, atipico con famiglia composta da 3 membri o meno, tutti cittadini italiani	4. Inattivo, con almeno la licenza media, singolo o con famiglia composta da 4 componenti e almeno uno di essi straniero	4. Imprenditori, lavoratori autonomi e operai con diploma o meno e residenti nelle regioni settentrionali
5. Ritirato, impiegato, quadro, dirigente, autonomo, libero professionista, imprenditore con licenza media inferiore o meno e con famiglia composta da oltre 4 membri	5. Disoccupato, in età di 40 anni e oltre, con almeno un diploma di scuola secondaria superiore, singolo o con famiglia composta da 4 componenti e almeno uno di essi straniero	5. Dirigenti e impiegati con diploma o meno e residenti nelle regioni settentrionali
6. Ritirato, impiegato, quadro, dirigente, autonomo, libero professionista, imprenditore con licenza media inferiore o meno e con famiglia composta da 3 membri o meno	6. Disoccupato, in età di 40 anni e oltre, con licenza media, singolo o con famiglia composta da 4 componenti e almeno uno di essi straniero	
7. Impiegato, autonomo con diploma di scuola media superiore o laurea	7. Disoccupato, in età inferiore a 40 anni, con almeno la licenza media, singolo o con famiglia composta da 4 componenti e almeno uno di essi straniero	
8. Ritirato, quadro, dirigente, imprenditore, libero professionista con diploma di scuola media superiore	8. Disoccupato o inattivo, con sola licenza elementare	
9. Ritirato, quadro, dirigente, imprenditore, libero professionista con laurea		

Fonte: Elaborazioni su dati Istat: It-Silc 2016 e Multiscopo: Aspetti della vita quotidiana 2013

Tab. 2 *Variazioni del (ln del) reddito familiare disponibile reso equivalente secondo la posizione sociale del capofamiglia rappresentata con lo schema ISTAT e con lo schema ESEC. Parametri dei pertinenti modelli di regressione lineare e valori dell'R².*

SCHEMA ISTAT			SCHEMA ESEC		
GRUPPO	β	e.s.	CLASSE	β	e.s.
1	-0,367	0,030	Imprenditori e alti dirigenti	0,242	0,017
2	-0,177	0,023	Medi dirigenti e professionisti ^(a)	0,089	0,020
3	-0,276	0,029	Impiegati direttivi e di concetto (riferimento)	-	-
4	0,130	0,016	Lavoratori autonomi (non agricoli)	-0,280	0,021
5	0,178	0,032	Lavoratori autonomi (agricoli)	-0,507	0,000
6 (riferimento)	0	-	Capi operai e tecnici di produzione	-0,061	0,020
7	0,167	0,013	Lavoratori a bassa qualificazione del terziario	-0,232	0,021
8	0,360	0,013	Operai qualificati	-0,248	0,018
9	0,587	0,015	Operai non qualificati	-0,363	0,019
COSTANTE	9,592	0,008	COSTANTE	9,820	0,014
R ² 0,135			R ² 0,105		
N = 20.583			N = 20.583		

Fonte: IT-Silc 2016.

(a)Si tratta sia di liberi professionisti, sia di professionisti operanti alle dipendenze.

Tab. 3 *Variazioni del (ln del) reddito familiare disponibile reso equivalente secondo la classe sociale (schema ESEC) e la condizione occupazionale corrente del capofamiglia. Parametri del pertinente modello di regressione lineare e corrispondente valore di R².*

CLASSE	β	e.s.
Grandi imprenditori e alti dirigenti	0,231	0,017
Medi dirigenti e professionisti ^(a)	0,088	0,020
Impiegati direttivi e di concetto (riferimento)	-	-
Lavoratori autonomi (non agricoli)	-0,272	0,021
Lavoratori autonomi (agricoli)	-0,501	0,033
Capi operai e tecnici di produzione	-0,058	0,020
Lavoratori a bassa qualificazione del terziario	-0,202	0,020
Operai qualificati	-0,234	0,018
Operai non qualificati	-0,334	0,019
CONDIZIONE OCCUPAZIONALE		
Occupato(riferimento)	-	-
Disoccupato	-0,778	0,043
Inattivo	-0,180	0,028
Pensionato	0,015	0,009
COSTANTE	9,848	0,014
R ² 0,152		
N=20.583		

Fonte: IT-Silc 2016.

(a)Si tratta sia di liberi professionisti, sia di professionisti operanti alle dipendenze.

Tab. 4 *Probabilità che una famiglia si trovi in condizione di severa deprivazione materiale secondo la posizione sociale del capofamiglia rappresentata con lo schema ISTAT e con lo schema ESEC. Parametri dei pertinenti modelli di regressione logistica binomiale e valori dello pseudo R².*

SCHEMA ISTAT			SCHEMA ESEC		
GRUPPO	β	e.s.	CLASSE	β	e.s.
1	1,171	0,097	Imprenditori e alti dirigenti	-0,547	0,141
2	0,238	0,102	Medi dirigenti e professionisti ^(a)	-0,364	0,164
3	0,748	0,077	Impiegati direttivi e di concetto (riferimento)	-	-
4	-0,062	0,096	Lavoratori autonomi (non agricoli)	0,741	0,128
5	-0,001	0,088	Lavoratori autonomi (agricoli)	0,964	0,157
6 (riferimento)	-	-	Capi operai e tecnici di produzione	0,260	0,148
7	-0,690	0,088	Lavoratori a bassa qualificazione del terziario	0,792	0,133
8	-1,128	0,103	Operai qualificati	0,714	0,127
9	-1,657	0,045	Operai non qualificati	1,186	0,124
COSTANTE	-2,187	0,045	COSTANTE	-2,851	0,112
R ² 0,067			R ² 0,042		
N = 20.583			N = 20.583		

Fonte: IT-Silc 2016.

(a) Si tratta sia di liberi professionisti, sia di professionisti operanti alle dipendenze.

Tab. 5 *Probabilità che una famiglia si trovi in condizione di severa deprivazione materiale secondo la classe sociale del capofamiglia (schema ESEC) e la sua condizione occupazionale. Parametri del modello di regressione logistica binomiale e valore dello pseudo R².*

CLASSE	β	e.s.
Grandi imprenditori e alti dirigenti	-0,506	0,141
Medi dirigenti e professionisti ^(a)	-0,353	0,128
Impiegati direttivi e di concetto (riferimento)	-	-
Lavoratori autonomi (non agricoli)	0,677	0,128
Lavoratori autonomi (agricoli)	0,880	0,159
Capi operai e tecnici di produzione	0,275	0,148
Lavoratori a bassa qualificazione del terziario	0,715	0,134
Operai qualificati	0,671	0,128
Operai non qualificati	1,107	0,125
CONDIZIONE OCCUPAZIONALE		
Occupato(riferimento)	-	-
Disoccupato	1,385	0,087
Inattivo	0,868	0,089
Pensionato	0,026	0,060
COSTANTE	9,459	0,000
R ² 0,068		
N = 20.583		

Fonte: IT-Silc 2016.

(a) Si tratta sia di liberi professionisti, sia di professionisti operanti alle dipendenze.

Tab.6 *Esposizione al rischio di disoccupazione secondo lo schema Istat e secondo lo schema ESEC. Parametri del modello di regressione di Poisson e valore dell'R².*

SCHEMA ISTAT			SCHEMA ESEC		
GRUPPO	β	e.s.	CLASSE(a)	β	e.s.
2	-0,155	0,189	Grandi imprenditori e alti dirigenti	-0,226	0,205
4	-0,103	0,175	Medi dirigenti e professionisti ^(a)	-0,198	0,286
5	0,024	0,210	Impiegati direttivi e di concetto (riferimento)	-	-
6 (riferimento)	-	-	Lavoratori autonomi (non agricoli)	0,904	0,189
7	-0,496	0,159	Lavoratori autonomi (agricoli)	0,744	0,342
8	-0,916	0,211	Capi operai e tecnici di produzione	-0,850	0,523
9	-1,252	0,221	Lavoratori a bassa qualificazione del terziario	0,658	0,195
			Operai qualificati	0,752	0,194
			Operai non qualificati	0,659	0,207
COSTANTE	-2,802	0,134	COSTANTE	-3,640	0,158
R ² 0,018			R ² 0,025		
N=9.377			N=9.377		

Fonte: IT-Silc 2015 e 2016

(a)Si tratta sia di liberi professionisti, sia di professionisti operanti alle dipendenze.

Tab.7 *Esposizione al rischio di disoccupazione secondo la classe sociale (schema ESEC) e l'età. Parametri del modello di regressione di Poisson e valore dell'R².*

CLASSE	β	e.s.
Grandi imprenditori e alti dirigenti	-0,138	0,203
Medi dirigenti e professionisti ^(a)	-0,239	0,282
Impiegati direttivi e di concetto (riferimento)	-	-
Lavoratori autonomi (non agricoli)	0,922	0,187
Lavoratori autonomi (agricoli)	0,903	0,341
Capi operai e tecnici di produzione	-0,857	0,521
Lavoratori a bassa qualificazione del terziario	0,715	0,134
Operai qualificati	0,671	0,193
Operai non qualificati	0,646	0,205
ETA'	-0,044	0,005
COSTANTE	-1,736	0,005
R ² 0,051		
N = 9.337		

Fonte: IT-Silc 2016.

(a)Si tratta sia di liberi professionisti, sia di professionisti operanti alle dipendenze.

Tab.8 *Esposizione al rischio di disoccupazione secondo la classe sociale (schema ESEC), l'età e il titolo di studio. Parametri standardizzato del modello di regressione di Poisson e valore dell'R².*

CLASSE	β std	t
Grandi imprenditori e alti dirigenti	-0,042	-0,09
Medi dirigenti e professionisti ^(a)	-0,334	-0,84
Impiegati direttivi e di concetto (riferimento)	-	-
Lavoratori autonomi (non agricoli)	1,362	3,82
Lavoratori autonomi (agricoli)	0,426	1,71
Capi operai e tecnici di produzione	-0,794	-1,51
Lavoratori a bassa qualificazione del terziario	0,629	1,69
Operai qualificati	0,585	1,61
Operai non qualificati	0,511	1,49
ETA'	-2,899	-9,53
TITOLO DI STUDIO		
Licenza media o meno (riferimento)	-	-
Diploma	-1,826	-6,18
Laurea	-1,955	-4,72
R ² 0,062		
N = 9.337		

Fonte: IT-Silc 2016.

(a)Si tratta sia di liberi professionisti, sia di professionisti operanti alle dipendenze.

Social classes or multidimensional social groups? How to represent social inequalities in contemporary Italy

Summary: The paper summarises the basic features of the long-standing debate between authors maintaining the persistence of social classes in contemporary advanced societies and the authors stating, on the contrary, that social inequalities are deeply fragmented or even individualised. Then, it outlines the reasons why this debate should be taken again by Italian social scientists. Subsequently, the article shortly sets out the basic theoretical foundations of the concept of classes and the main features of the multidimensional typology of the Italian social stratification recently drawn out by Istat. In light of analytical considerations and empirical evidences, it is argued that this typology and, more generally, all those of the same kind display a very weak, if any, criterion validity. A comparison between ESEC class scheme and Istat typology regarding the capacity of accounting for inequalities in family disposable incomes, in probabilities of being in severe material deprivation (*sensu* Eurostat), and in unemployment incidence rates, is then carried out. By resorting to different (OLS, logit and Poisson) regression models, the paper shows that the class scheme has a greater and sounder construct validity than Istat typology and that the former allows to measure the individual effects of possible factor of inequalities different from social classes, while the latter structurally impedes to do that. The article closes suggesting that the thesis of the crystallization of important inequalities around social classes still represents a rather sound research hypothesis, at least in the case of Italy.

JEL Classification: Z13 Social and Economic Stratification; C38 Classification Methods; O15 Income Distribution; E24 Unemployment.