

VOLUME LXIII – NN. 3-4

LUGLIO-DICEMBRE 2009

RIVISTA ITALIANA DI ECONOMIA DEMOGRAFIA E STATISTICA

COMITATO SCIENTIFICO

Prof. LUIGI DI COMITE , Prof. FRANCESCO FORTE, Prof. GIOVANNI MARIA GIORGI
Prof. VINCENZO LO JACONO, Prof. MARCELLO NATALE, Prof. ALBERTO QUADRIO CURZIO
Prof. GIOVANNI SOMOGYI

COMITATO DI DIREZIONE

Prof. PIETRO Busetta, Prof. CATELLO COSENZA, Prof.ssa SILVANA SCHIFINI D'ANDREA
Prof. SALVATORE STROZZA, Prof. SILIO RIGATTI LUCHINI

DIRETTORE

Prof. ENRICO DEL COLLE

REDAZIONE

Dott. GIOVANNI CARIANI, *Redattore capo*

Dott. CLAUDIO CECCARELLI, Dott. ANDREA CICCARELLI, Dott.ssa PAOLA GIACOMELLO
Prof.ssa ANNA PATERNO, Dott.ssa ANGELA SILVESTRINI
GABRIELLA BERNABEI, *Segretaria di Redazione*



Direzione, Redazione e Amministrazione

Piazza Tommaso de Cristoforis, 6

00159 ROMA

TEL. e FAX 06-43589008

E-mail: sieds@tin.it

Stampato da CLEUP sc
“Coop. Libreria Editrice Università di Padova”
Via G. Belzoni, 118/3 – Padova (Tel. 049/650261)
www.cleup.it

IN QUESTO NUMERO

Questo volume accoglie, in ordine alfabetico, una selezione effettuata in sede di referaggio, delle comunicazioni tematiche dei Soci presentate in occasione della XLVI Riunione Scientifica della Società Italiana di Economia, Demografia e Statistica tenutasi a Firenze dal 28 al 30 maggio 2009, sul tema “Povertà ed esclusione sociale”. La Riunione Scientifica è stata organizzata in collaborazione con il Dipartimento di Statistica “Giuseppe Parenti” dell’Università degli Studi di Firenze.

Enrico Del Colle

INDICE

Fabrizio Antolini, <i>Linee metodologiche per la misurazione del Pil della felicità: alcune indicazioni</i>	7
Giuseppe Avena, Santina Pilato, <i>Una ricerca esplorativa sullo stile di vita dei figli di immigrati in una città del sud</i>	15
Elisa Barbiano di Belgiojoso, Francesco M. Chelli, Anna Paterno, <i>Povertà e standard di vita della popolazione straniera in Lombardia</i>	23
Maria Celidoni, Margherita Gerolimetto, Luca Salmasi, <i>Inequality in Italy: an approach based on Shapley value decomposition</i>	31
Angela Coscarelli, Domenica Federico, Antonella Notte, <i>L’esclusione finanziaria nelle famiglie italiane</i>	39
Maria Francesca Cracolici, Miranda Cuffaro, Francesca Giambona, <i>Dimensioni di benessere tra le famiglie italiane. Un’analisi sui dati EU-SILC 2005</i>	47
Andrea Cutillo, Davide Di Laurea, <i>The effects of imputed rent on income, poverty and inequality in four European countries</i>	55

Antonio Cutillo, Daniela Lo castro, Isabella Siciliani, <i>Popolazione minorile a rischio di povertà: confronti tra paesi europei</i>	63
Maria Davì, Isidora Barbaccia, <i>Disparità territoriali nella misura del benessere economico. Un'applicazione dell'esda ai sistemi locali del lavoro italiani</i>	71
Tatiana Gaborin, <i>Modelli di città europea e lotta al disagio sociale: il ruolo delle politiche comunitarie</i>	79
Carla Ge, Simone Gerzeli, <i>I disabili e le loro famiglie: dal malessere all'esclusione sociale</i>	87
Chiara Gigliarano, <i>Nuovi metodi per determinare la soglia di povertà</i>	97
Filippo Grasso, Maria Elisabetta Azzarà, <i>Analisi della povertà nell'area metropolitana dello Stretto</i>	105
Isabella Martucci, Anna Rinaldi, <i>Aiuto allo sviluppo e lotta alla povertà: il ruolo del microcredito</i>	113
Matteo Mazziotta, Adriano Pareto, Valentina Talucci, <i>Metodi di sintesi per la misurazione dell'equità sociale: il caso europeo</i>	121
Maria Carmela Miccoli, Antonella Biscione, <i>Migrazioni, povertà ed emarginazione sociale: il caso albanese</i>	129
Silvestro Montrone, Massimo Bilancia, Paola Perchinunno, <i>Hot spot di povertà urbana: alcune realtà a confronto</i>	137
Massimo Mucciardi, Pietro Bertuccelli, <i>Struttura familiare e rischio povertà in Italia: un'analisi attraverso i dati della Banca d'Italia</i>	147
Francesca Petrei, <i>Produttività e standard di vita: confronto tra paesi in via di sviluppo e paesi sviluppati</i>	155
Elena Pirani, <i>Social exclusion in European regions: a multilevel latent class model</i>	163

Elena Pirani, Silvana Salvini, <i>Condizioni di salute e diseguaglianze sociali in Toscana</i>	171
Stefania Rimoldi, Gisella Accolla, <i>La povertà in Lombardia attraverso i dati dell'osservatorio regionale sull'esclusione sociale</i>	179
Eleonora Scarsella, <i>Caratterizzazione turistica e livelli di benessere: una prima analisi territoriale</i>	187
Domenico Summo, <i>La disuguaglianza dei redditi personali secondo le fonti di reddito</i>	195
Domenico Summo, Tommaso Pepe, <i>La disuguaglianza del reddito disponibile nelle Regioni italiane</i>	203
Maria Letizia Tanturri, Daniele Vignoli, <i>Do older poor Europeans have less access to home ownership? Evidence from the share survey</i>	211

LINEE METODOLOGICHE PER LA MISURAZIONE DEL PIL DELLA FELICITÀ: ALCUNE INDICAZIONI

Fabrizio Antolini

1. Introduzione

Nel trovare una misurazione del *Pil delle felicità* la maggiore difficoltà si riscontra nel conflitto semantico dei due argomenti di cui uno, il Pil, ha natura oggettiva, mentre l'altro, la felicità, riguardando lo stato emotivo degli individui, esprime una dimensione soggettiva e di percezione. Inoltre la rappresentazione della felicità utilizzando gli aggregati economici, è stata effettuata utilizzando un approccio economico oppure contabile, sebbene né l'uno né l'altro, abbiano offerto misure esaustive. Per venire ad un indicatore di sintesi in grado di rappresentare il Pil della felicità utilizzando gli aggregati economici, sarebbe utile e consentirebbe di evidenziare gli effetti non sempre positivi della crescita economica, che invece viene associata quasi sempre al benessere ed alla soddisfazione. La costruzione di questo indicatore di sintesi, dovrebbe affiancare le altre indagini sulla felicità attualmente esistenti, poiché queste, non rilevando direttamente alcuna dimensione economica, finiscono con l'aver un significato esclusivamente sociale¹.

2 L'approccio economico alla misurazione della felicità

Se guardiamo al significato economico del consumo e teniamo presente la teoria utilitaristica, esso è l'atto mediante il quale viene accordata la preferenza ad un prodotto. L'individuo infatti determina la quantità dei beni da consumare, in ragione all'utilità marginale apportata da ciascun bene. In età vittoriana, i filosofi e gli economisti si riferivano all'"utilità" come ad un indicatore del benessere complessivo per l'individuo, sino a considerare l'*utilità come una misura numerica della felicità della persona*. Ma l'impossibilità di fornire una misurazione dell'utilità, non consentendo di effettuare analisi comparative, ha fatto sì che

¹ Si veda al riguardo www.eurofound.europa.eu che predispone anche un'indagine sulla felicità.

venisse abbandonata l'interpretazione dell'utilità come misura della felicità². Da un punto di vista concettuale il ragionamento diviene ancora più complesso, dal momento che può accadere che nelle società particolarmente inclini al consumo, lo spirito di emulazione indebolisca il collegamento *consumo uguale felicità*. Il sistema di valori culturali nei quali si è inseriti specialmente nei paesi a forte vocazione di mercato, può infatti determinare negli individui, uno stato di insoddisfazione per quello che non si ha, a prescindere da quello che si possiede. Vi è poi un secondo aspetto che riguarda invece il funzionamento dell'economia non più esprimibile solamente attraverso lo scambio monetario di beni e servizi; esisterebbe infatti un capitale relazionale fondato sull'amicizia, sulla fiducia, sulla solidarietà, che non sarebbe oggetto di transazione economica. All'economia monetaria si affiancherebbe l'economia gratuita, dove i beni anziché essere reali sono relazionali in un mercato che, per questa ragione viene definito sociale (noprofit). Ma può la misurazione del settore noprofit rappresentare una rappresentazione della felicità di una società? La risposta è negativa dal momento che la sussidiarietà non può esprimere la felicità di una società, specialmente in sistemi economici con profili istituzionali e di welfare pubblici molto diversi.

3. L'approccio contabile per la misurazione della felicità

L'approccio contabile alla felicità fa leva sul concetto di produzione, anche se produzione e consumo rappresentano due facce di una stessa medaglia, che può essere indistintamente contabile oppure economica. Occorre, sebbene brevemente analizzare il significato della produzione nella contabilità nazionale e la sua evoluzione concettuale. In passato si è ampiamente dibattuto se dovessero essere considerate operazioni di produzione le sole attività economiche di trasformazione anche solo fisica dei beni. In questo modo non venivano considerati i beni immateriali, ed infatti gli economisti contabili non includevano tra le operazioni di produzione le attività che generavano servizi che, invece, per loro natura sono immateriali. Al concetto tecnico di trasformazione si affiancò un'interpretazione più economica, secondo la quale erano attività economiche tutte le attività che creavano utilità: «una operazione di produzione è tale, in quanto carica d'*utilità* qualche cosa³».

² Si è, così, riformulata la teoria sul comportamento del consumatore, interpretando l'utilità come un modo per rappresentare le preferenze. In realtà esistono le teorie dell'utilità cardinale le quali si fondano sull'ipotesi che la differenza tra le utilità di due panieri abbia qualche significato.

³ Fraser 1949

Se si concentra l'attenzione sulla definizione di attività di produzione così come fornita dalla contabilità nazionale, può rilevarsi come essa abbia subito nel corso del tempo dei cambiamenti. Il SEC 70 definiva la produzione totale come «il risultato dell'attività economica delle unità residenti consistente nel produrre beni e servizi nel corso di un periodo determinato», mentre il SEC 95 cambia il concetto di produzione: «la produzione consta dei prodotti risultanti dall'attività di produzione nel corso del periodo contabile». Il cambiamento consiste nel *passaggio dalla produzione di beni, al bene prodotto che scaturisce dall'attività di produzione* e che come tale può essere anche immateriale. Utilizzando il circuito della ricchezza di Knight, occorre considerare che dal lato della domanda il consumo immateriale non può esistere a meno di non considerare il tempo libero⁴. Ed è quindi nell'altra componente della domanda aggregata, ovvero negli investimenti che viene apportata la modifica definitoria appena accennata, includendo alcuni beni capitali immateriali (ad esempio il software, le opere d'ingegno e le banche dati). Il cambiamento intervenuto nella definizione della produzione però non fornisce alcuna utile indicazione per misurare l'economia della felicità. In realtà per misurare la felicità utilizzando il prodotto, occorrerebbe individuare una metodologia che consenta di individuare il *reddito nazionale psichico*. Si dovrebbero così considerare monetariamente gli elementi positivi che possono generare la felicità come il calore solare, le bellezze della natura, ma anche elementi negativi, come l'inquinamento dell'aria e dell'acqua provocato dalla produzione di beni e servizi per il soddisfacimento dei bisogni, siano essi necessari oppure superflui.

Questa operazione, però, per i rilevanti margini di arbitrarietà che presenta, può diventare un mero esercizio teorico.

4. Alternativi indicatori al Pil per una sua estensione di rappresentatività

«Se misurata rigorosamente sulla base del Pil, la crescita è un concetto parziale, se vuol descrivere la realtà del mondo: in particolare, non tiene conto dei disordini della globalizzazione, di ingiustizie e sprechi, del riscaldamento del clima, dei disastri ecologici, dell'esaurimento delle risorse naturali. La crescita della produzione, però, è la sola misura operativa della ricchezza e del livello di vita a nostra disposizione che permetta di paragonare i risultati dei vari paesi. D'altronde,

⁴ Alcuni autori l'hanno definito anche circuito della felicità, volendo esprimere un sistema in equilibrio, dove la spesa eguaglia sempre la produzione.

questa misura è strettamente connessa con l'innovazione tecnologica, indispensabile per lo sviluppo sostenibile e il raggiungimento di altri obiettivi di sviluppo (sanità, istruzione, servizi pubblici, ecc...)»⁵. In letteratura si è tentato di introdurre alternativi indicatori di sostenibilità nel rappresentare i diversi aspetti della vita quotidiana. Tra questi c'è stato un dibattito rivelatosi particolarmente fecondo sul Pil verde, anche se sulla sua attendibilità esistono ancora opinioni contrastanti⁶. Esso prevede la sottrazione dei "danni" ambientali dal Pil utilizzando la spesa di protezione (tutela) ambientale, sebbene si possono avere delle difficoltà nel riuscire a preservare il quadro teorico e metodologico complessivo della contabilità nazionale.

Per rappresentare il benessere (che, però, non è un concetto assimilabile con quello di felicità) negli ultimi anni è stato teorizzato il *Genuine Progress Indicator* (GPI) che si propone di distinguere tra spese (finali) che aggiungono benessere e quelle che, invece, concorrono a diminuirlo. Nella sua accezione tecnica, il GPI include: la distribuzione del reddito; la valutazione del tempo libero – nel senso che a parità di incremento di ricchezza la quantità di tempo libero è un indicatore di progresso –; la spesa per certi beni capitali ad esempio la ricerca e le infrastrutture. Sono invece escluse le spese per combattere la criminalità che non dovrebbero concorrere alla produzione finale; i costi generati dall'attività economica sull'ambiente, in particolare, il depauperamento delle risorse ambientali, l'inquinamento ambientale e il danno ambientale permanente (cambiamento climatico, il problema relativo all'ozono ecc.); l'incremento di capitale finanziario proveniente dall'estero (ad esempio, gli investimenti diretti esteri).

Un altro indicatore utilizzato è la *Felicità Interna Lorda* (FIL) che dovrebbe basarsi su una serie di valutazioni soggettive sui valori morali, con l'obiettivo di fornire un quadro di riferimento normativo per i governi, in relazione a quei valori che dovrebbero essere sviluppati dalla politica come obiettivo e non come strumento. Ma anche in questo caso il suo valore sarebbe locale e comunque la misurazione delle aspettative della popolazione è una questione politica, che dipende da fattori tra loro molto diversi. Un ulteriore tentativo di dimostrare la "distorsione da crescita del Pil" è rappresentato dai modelli GASP (*Growth as substitution process*) con i quali si arriva a formulare una teoria secondo la quale gli individui per accumulare denaro, creano una società dove viene meno il gratuito a tutto vantaggio del mercato. Questo costringerebbe le persone ad aumentare ancora di più la loro dedizione al lavoro, all'accumulazione di risparmio

⁵ Rapporto Attali, 2007.

⁶ Si veda per tutti Costantino, 1993.

e all'aumento di reddito, per mantenere lo stesso livello di vita, con conseguente aumento del grado di insoddisfazione. Anche in questo caso però il modello è teorico, dal momento che non sappiamo se in assenza di un'economia di mercato (il profitto), si produrrebbe la stessa quantità di beni; inoltre è lo stesso concetto di gratuito che deve essere rivisto: ad esempio se il bene/servizio ha natura pubblica, nel senso che è offerto dalla Pubblica Amministrazione (a prezzi economicamente non significativi), sino a che punto è corretto considerarlo gratuito, se sono pagate delle imposte o si ricevono comunque trasferimenti pubblici?⁷.

5. Dal Pil della felicità al Pil dell'infelicità

Sebbene il Pil ed il reddito nazionale non possano essere considerati onnicomprensivi dei molteplici aspetti che caratterizzano la società, occorre comunque riflettere su alcuni significati che implicitamente l'aggregato in questione contiene.

Ad esempio, dal punto di vista economico, il Pil è determinato dalla *produttività* dei fattori della produzione, in particolare dalla forza lavoro occupata all'interno del sistema economico. In una società post-industriale e dei servizi, però, creatività e talento diventano argomenti di una teorica funzione di produzione, così come inequivocabilmente dimostrato dalla revisione dei processi organizzativi aziendali registrati in questi ultimi anni all'interno delle imprese. L'obiettivo perseguito dalle imprese nel corso di questi ultimi anni è stato, infatti, la valorizzazione delle risorse umane, realizzando un ambiente di lavoro sereno, stimolando creatività e senso di partecipazione di coloro che vi lavorano. L'organizzazione delle risorse umane e dei processi produttivi è diventata un fattore della produzione che può garantire "il di più" alla competitività aziendale⁸. Dal punto di vista macroeconomico il medesimo ragionamento può essere utilizzato per affermare che se una società è infelice, il capitale umano, scarsamente motivato risulta meno produttivo, penalizzando la crescita economica. Questo schema *infelicità-minore produttività, bassa crescita economica* penalizzando la crescita economica, renderebbe il Pil più "umano" riuscendo a rappresentare, sebbene in maniera indiretta, la felicità di una popolazione. Ma se si considera il modo in cui il Pil e la produttività sono misurati dai contabili nazionali, ed in particolare i problemi

⁷Questo tra l'altro è uno degli elementi che costringono i contabili ad apportare delle correzioni per ridurre la discrepanza tra domanda ed offerta aggregata.

⁸Zalensky J.M., Murphy S.A., Jenkins D.A., Happy-Productive Workers Thesis Revisited, in Journal Happiness Study, Febbraio 2008

connessi al sommerso statistico per la stima di importanti aggregati, il legame precedentemente menzionato appare ancora più debole⁹.

Questo stesso schema logico di riferimento, può conservare una propria validità, se utilizzato per ottenere un *indicatore di disagio della popolazione* di una economia. In questo modo però si cambia la prospettiva di analisi, ed infatti non si misura la felicità, ma il grado di insoddisfazione di una popolazione. L'indicatore o l'aggregato, dovrebbe quindi riuscire a dimostrare oggettivamente che “la macchina economica è andato fuori giri”, se si conviene sul fatto che una “società insoddisfatta”, difficilmente può essere considerata felice. Se l'aggregato di riferimento rimane il Pil, occorre quindi considerare se esista un aggregato monetario in grado di esprimere questo stato di disagio. Una volta individuato, esiste un secondo problema, ovvero come trattare la relativa voce di spesa all'interno del Pil. Il primo dei due aspetti appena menzionati, potrebbe essere risolto utilizzando la *spesa farmaceutica per antidepressivi*, nella quale si potrebbe includere anche quella *cardiovascolare* e *gastrointestinale*, poiché almeno una parte di queste patologie è connessa allo stress della vita quotidiana. Sarebbe però importante, per poter pervenire ad una corretta valutazione monetaria, analizzare i diversi principi attivi presenti nei farmaci. Per quanto riguarda invece la costruzione dell'indicatore in questione, un ulteriore problema metodologico riguarda invece il trattamento della spesa, ovvero se sottrarla, oppure metterla a rapporto del Pil, utilizzandola come deflatore, al fine di non compromettere lo schema logico-teorico sul quale il Pil è costruito. Ad esempio attualmente non si ha certezza sull'omogeneità dei metodi riguardanti l'inclusione della spesa per antidepressivi nel Pil nei diversi paesi e quindi si potrebbe rischiare di togliere quello che non c'è. A quest'argomentazione si potrebbe però rispondere che, come avviene per il *pil verde*, sarebbe sufficiente considerare la spesa per antidepressivi una spesa intermedia, rappresentando una spesa di riparazione per il danno subito dal capitale umano per la partecipazione ad una vita dettata dai ritmi della produzione. Inoltre la spesa farmaceutica per antidepressivi, che fonti non ufficiali indicano non particolarmente elevata, scongiurerebbe di sottrarla dal Pil, anche perché lo scostamento tra il Pil monetario e quello corretto sarebbe di modesta entità. Questo non accadrebbe se si utilizzasse come denominatore del rapporto dell'indicatore in questione la *variazione* della spesa per antidepressivi, mentre al

⁹ Si pensi ad esempio al problema della valutazione degli investimenti immateriali e del capitale tecnologico.

numeratore andrebbe considerato la *variazione* del Pil¹⁰. I dati disponibili a livello europeo, ci consentono di fare alcune prime considerazioni, ed infatti se si utilizzano gli unici dati disponibili diffusi, ovvero la ripartizione della spesa farmaceutica (Aifa 2007)¹¹ consentono di evidenziare che ci sono paesi come la Finlandia che hanno una quota di spesa farmaceutica uguale a quella del Regno Unito e simile a quella della Spagna sebbene il prodotto interno lordo in queste aree sia sensibilmente diverso. Ma l'analisi potrebbe cambiare se fosse possibile analizzare la variazione dei due aggregati nel corso del tempo ma i dati, almeno quelli diffusi, non consentono di fare questo genere di analisi.

Riferimenti bibliografici

- Aifa, Rapporto Osmed 2007.
Alvaro G. Contabilità nazionale e Statistica Economica, Cacucci 1999.
AA.VV., 2005, "Social mobility over the life course and self reported mental health at age 50: prospective cohort study" in *Journal of Epidemiology and Community Health*, n. 59.
Bartolini S., Does Money buy happiness? The Easterling paradox, Oecd 2008.
Bossel H., *Indicators for Sustainable Developments: Theory, Methods, Applications*, Winnipeg, International Institute for Sustainable Development, 1999.
Dacrema P., 2007, *La dittatura del Pil*, Marsilio.
Dasgupta P., Weale M., 1992 "On Measuring the Quality of Life", *World Development*, Vol. 20, N. 1.
Di Tella R., Mac R., *Gross national happiness as an answer to the Easterling paradox?*, in *Journal of Development Economics*, 2007.
Fraser L.M 1949 *Pensiero e Linguaggio nella scienza economica*, Utet Torino.
Giannone A., 1975, *Verso una misura del benessere economico?* In *Rivista di Politica Economica*.
Giovannini E. 2006 *Le Statistiche economiche*, Il Mulino.
Istat, 1983, "Studi statistici sui consumi", in *Annali di statistica*, Istat, Roma 1983.
Zalensky J.M., Murphy S.A, Jenkins D.A., *Happy-Productive Workers Thesis Revisited*, in *Journal Happiness Study*, Febbraio 2008.

¹⁰ La scelta di considerare le variazioni anziché i livelli dovrebbe consentire di meglio evidenziare i cambiamenti intervenuti nell'ambito dei due aggregati. Una vera e propria misura relativa è sempre insidiosa perché nasconde gli ordini di grandezza, tuttavia se si ragionasse sui valori assoluti, si avrebbe il problema di rappresentare paesi molto diversi sotto il profilo del peso economico e demografico.

¹¹ Aifa, Rapporto Osmed, 2007

SUMMARY

The current debate on the need to find indicators or economic aggregates that are able to express different dimensions of life and then to measure aspects that are not simply economic significance has become increasingly insistent. In particular, the adequacy of the GDP, it seems according to some, to represent phenomena such as happiness or well-being is strongly debated until we get to question the current paradigm of economic growth, as the ideal model of development and quality of life. Over time many attempts have been made to make accounting changes to the GDP with the specific aim of improving its representativeness. It is in this perspective that the pharmaceutical expenditure could be an instrument for the construction of an indicator that gives reason for the malaise of a society. The availability and dissemination of data is still limited and does not perform an analysis that instead should be dept.

UNA RICERCA ESPLORATIVA SULLO STILE DI VITA DEI FIGLI DI IMMIGRATI IN UNA CITTÀ DEL SUD*

Giuseppe Avena, Santina Pilato¹

1. Introduzione

Il presente lavoro nasce dall'idea di analizzare il fenomeno dell'integrazione dei figli di immigrati, cercando di approfondire le diverse implicazioni che questa realtà comporta.

Il luogo ideale per indagare tali aspetti a nostro avviso si identifica con la scuola che costituisce un laboratorio privilegiato di inclusione sociale e ha come compito quello di educare alla convivenza civile e quello di costruire percorsi di integrazione capaci non solo di accogliere, ma anche di valorizzare tutti gli individui, trasformando le diverse provenienze culturali in opportunità di formazione per tutti.

Per tale motivo si è ritenuto opportuno verificare quali variabili socio-demografiche possono avere un peso statisticamente significativo sullo stile di vita dei figli di immigrati che vivono in una città del Sud Italia.

Attraverso un approccio basato sull'individuazione di quegli elementi che possono aver influenzato l'integrazione nel territorio urbano, si è realizzata l'analisi dei loro profili, pervenendo ad una misura del loro grado di adattamento e della loro condizione, strettamente connessa all'esperienza familiare.

* Lavoro svolto nell'ambito del progetto PRIN 2008-10 su "Il costo dei figli. Stima, collegamenti con la bassa fecondità italiana, e indicazioni per la politica sociale, e per il calcolo dell'assegno di mantenimento dei figli nei casi di separazione tra coniugi".

¹ Il lavoro è frutto della collaborazione congiunta dei due autori. Tuttavia, per la stesura del testo, Giuseppe Avena è autore dei paragrafi 1, 2, 4 e 7, Santina Pilato è autore dei paragrafi 3, 5 e 6.

2. Il disegno della ricerca

Nella fattispecie sono stati analizzati i dati relativi ad una indagine condotta sulla totalità degli alunni stranieri frequentanti le prime, seconde e terze classi delle scuole medie statali e paritarie del comune di Messina. Sono stati rilevati 242 ragazzi stranieri distribuiti nelle 25 scuole medie, 20 statali e 5 paritarie, ai quali è stato somministrato un questionario elaborato sulla base di informazioni riguardanti gli aspetti qualitativi della vita di tali ragazzi.

Il questionario è stato articolato in 5 sezioni: una *prima sezione* inerente i dati anagrafici dei ragazzi; una *seconda* dedicata al percorso scolastico seguito, incentrata a conoscere anche l'eventuale scelta di un istituto superiore, per coloro che frequentano la terza media; una *terza sezione* intitolata "Conoscenze", incentrata su informazioni standard sugli anni vissuti in Italia, sul gradimento della città di Messina, sulla conoscenza della lingua italiana, sul grado di istruzione e sulla professione dei genitori; una *quarta sezione* intitolata "Tempo libero", la cui funzione principale è stata quella di conoscere come i ragazzi trascorrono le ore lontano dallo studio, quali sono i loro hobby, ma soprattutto, quanto effettivamente si trovano bene con i coetanei italiani, e cosa pensano del rapporto italiani-stranieri. In questa sezione è possibile acquisire conoscenze relativamente all'ambiente familiare, ed in particolare, su come i genitori interpretano il rapporto italiani-stranieri.

Il questionario termina con la "Sezione famiglia" che ha fornito importanti informazioni riguardo la religione professata, il rapporto scuola-famiglia, estrapolato dalla frequenza dei genitori alle riunioni scolastiche.

Infine, è stata posta ai ragazzi una domanda aperta nella quale è stato chiesto se sono felici di vivere in Italia, con conseguente motivazione.

3. Analisi descrittiva del dataset

Il questionario è stato somministrato ad un campione costituito dal 48% da maschi e dal 52% da femmine, distribuiti in un intervallo di età che va dagli 11 ai 18 anni.

Analizzando la distribuzione per sesso e per età notiamo un addensamento attorno all'intervallo 12-15 anni, meno numerosità si ha invece per i ragazzi di 11 anni e per quelli di 16, 17 e 18 anni.

I rispondenti al questionario provengono da 29 paesi differenti, anche se la maggior parte di loro si trova in Italia dalla nascita.

Tabella 1 – Provenienze dei genitori e luogo di nascita dei figli.

Provenienza	Madre	Padre	Luogo di nascita del figlio
Filippina	95	95	21
Srilankese	36	35	19
Marocchina	29	32	20
Rumena	12	8	12
Italiana	10	30	139
Polacca	10	8	7
Cinese	5	5	3
Tedesca	5	0	0
Colombiana	3	0	2
Etiopica	3	0	0
Iraniana	3	4	2
Tunisina	3	3	2
Palestinese	2	3	0
Ecuadoriana	2	2	2
Ucraina	2	2	3
Ungherese	2	0	0
Francese	2	0	0
Albanese	1	1	1
Brasiliana	2	0	2
Bulgara	1	1	1
Cilena	1	0	1
Ghanese	1	1	0
Libica	1	1	1
Russa	1	1	0
Spagnola	1	0	0
Statunitense	1	2	1
Svizzera	1	0	0
Venezuelana	1	1	1
TOT.	236	235	240

Fonte: ns. elaborazione

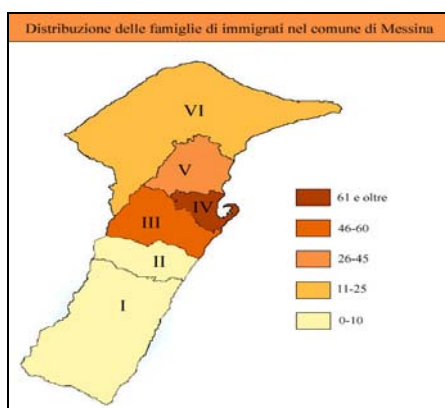
Ai fini dell'ottenimento di un quadro più chiaro ed omogeneo, è stato utile raggruppare le provenienze dei genitori in 9 aree, rispettivamente Africa, Asia, Italia, Nord Europa, Est Europa, Nord America, Sud America e di seconda generazione di immigrati.

Tabella 2 – Provenienza dei padri e delle madri.

	Provenienza Padre									
		Africa	Asia	Italia	Nord Europa	Est Europa	Nord America	Sud America	di sec. gen.	Tot.
Provenienza Madre	Africa	34	0	2	0	0	0	0	0	36
	Asia	0	140	1	0	0	0	0	0	141
	Italia	3	3	0	0	0	2	1	1	10
	Nord Europa	0	0	9	0	0	0	0	0	9
	Est Europa	0	0	8	0	20	0	0	0	28
	Nord America	0	0	1	0	0	0	0	0	1
	Sud America	0	0	6	0	0	0	2	0	8
	di sec. gen.	0	0	3	0	0	0	0	1	4
	Tot.	37	143	30	0	20	2	3	2	237

Fonte: ns. elaborazione

Riguardo la distribuzione delle famiglie nel comune di Messina, dall'analisi effettuata è risultato che la maggior parte di immigrati risiede nella IV circoscrizione, ovvero nella zona centrale della città, dove se ne ritrovano il 41%. Le zone a seguire con una discreta densità di abitazioni di immigrati sono la III, la V e la VI, un bassissimo numero di residenze si riscontrano invece nella zona sud della città, e dunque nella I e nella II circoscrizione, con il 4% delle famiglie.



Fonte: ns. elaborazione

4. Metodologia di Analisi: *multilevel analysis*

Data la struttura gerarchica dei dati, dopo aver attuato una descrizione accurata del problema, si è deciso di applicare un *modello multilevel* (Goldstein, 1995) con l'obiettivo di indagare la relazione tra l'*individuo*, ovvero lo *studente* cioè l'*unità micro*, e il *contesto*, ovvero la *scuola* o l'*unità macro*. In tale modo si è voluta formalizzare l'interazione *individuo/ambiente*, attraverso lo studio dell'effetto delle variabili contestuali sulle scelte e di quelle individuali sui comportamenti.

La modellistica *multilevel* (Goldstein, 1995; Snijders, Bosker, 1999) ha incontrato particolare favore nell'ambito della misurazione della soddisfazione in quanto, tenendo conto esplicitamente della struttura gerarchica delle informazioni, diviene un utile strumento per formulare le relazioni tra il comportamento *individuale* e il livello *macro-situazionale* e, di conseguenza, per incorporare fattori relativi al *contesto di residenza*, che viene a costituire il livello *superiore (macro)* di riferimento. La metodologia *multilevel* permette di individuare sia quanta parte della variabilità totale è da attribuire ai fattori di livello superiore, sia l'esistenza di relazioni diverse tra le caratteristiche individuali e i gruppi che definiscono il livello superiore (*interazione tra livelli*).

Le *macro-situazioni* definiscono una gerarchia solo "teorica" che non ha riferimenti operativi (Racioppi, Rampichini, Zaccarin, 1997) e che nelle analisi viene ricondotta ad una aggregazione *territoriale/amministrativa* che si presume essere rilevante. La scelta dei livelli della gerarchia e quindi degli ambiti di influenza sul comportamento individuale è un aspetto cruciale sia dal punto di vista sostanziale per l'interpretazione dell'effetto *macro*, sia dal punto di vista statistico in quanto si corre il rischio di sovrastimare l'impatto dell'aggregato considerato (Goldstein, 1995). L'evidenza empirica emersa dalle applicazioni *multilevel* a supporto di ipotesi di effetti del contesto territoriale sul comportamento *individuale*, appare senz'altro interessante, soprattutto in relazione alla individuazione delle variabili rappresentative dei meccanismi attraverso i quali le *macro-situazioni* interagiscono con le azioni *micro*.

5. Analisi dei dati

Si è proceduto alla stima del modello prendendo in considerazione come unità di *primo livello* i 250 studenti delle scuole medie inferiori, mentre come unità di *secondo livello* sono state scelte le 3 classi e di *terzo livello* le 25 scuole della città in cui si è riscontrata la presenza di stranieri. Le variabili esplicative prese in considerazione sono state scelte sulla base di una preliminare *cluster variables analysis* e sulla base della conoscenza del fenomeno. In particolare, come covariate

di *primo livello* sono state incluse: l'età, il sesso, l'istituto, la provenienza, la nazionalità, il titolo di studio e l'attività lavorativa dei genitori, la religione, il partecipare a corsi e gite scolastiche, il rapporto con i compagni e con gli amici italiani. La covariata di *secondo livello* indica l'essere ripetente o meno e quella di *terzo livello* la posizione territoriale della scuola.

Il modello stimato è un modello "random intercept", ovvero ad *intercetta casuale*, mentre le pendenze sono fisse. La funzione link utilizzata è quella *logit*.

Assumendo che la variabile risposta si distribuisca secondo una binomiale:

$$y_{ijk} \sim \text{Binomial}(n_{ijk}, \pi_{ijk}) \quad (1)$$

Il modello che formalizza la relazione di dipendenza rispetto alle variabili esplicative ritenute predittive è:

$$\begin{aligned} y_{ijk} &= \pi_{ijk} + e_{0ijk} x_0^* \\ \text{logit}(\pi_{ijk}) &= \beta_{1k} x_1 + \beta_2 x_{2ijk} + \beta_3 x_{3ijk} + \beta_4 x_{4ijk} + \dots + \beta_{12} x_{12ijk} \quad (2) \\ \beta_{1k} &= \beta_1 + v_{1k} \\ v_{1k} &\approx N(0, \Omega_v): \Omega_v = [\sigma_{v1}^2] \\ x_0^* &= x_0 [\pi_{ijk} (1 - \pi_{ijk}) / n_{ijk}]^{0.5} \\ [e_{0ijk}] &\approx (0, \Omega_e): \Omega_e = [1] \end{aligned}$$

6. Interpretazione del modello

Il modello adottato, relativamente al giudizio espresso dagli studenti delle scuole medie inferiori sul proprio *livello di soddisfazione* nei riguardi della loro vita nella città di Messina, sottolinea come risultano significative, in base al test di Wald, variabili esplicative a livello *micro* come il lavoro e lo studio dei genitori, il rapporto con gli amici, il partecipare a dei corsi; in particolare, i coefficienti associati ad essi sono positivi esprimendo una tendenza all'aumento della soddisfazione.

Ciò mette in evidenza il peso di tali fattori sullo stile di vita degli studenti e, conseguentemente sul loro giudizio, che è positivo laddove i genitori lavorano abitualmente e possono permettersi di offrire diverse opportunità extra-scolastiche di incontri sociali ai propri figli quali iscrizioni a corsi e ad attività sportive.

A livello *macro* risulta significativa la variabile esplicativa relativa al *terzo livello*, ovvero la collocazione territoriale della scuola, risultando fortemente

predittiva del fenomeno in questione. La variabile che riguarda il *secondo livello* non risulta, invece, avere un peso statisticamente significativo sul giudizio espresso dagli studenti.

7. Considerazioni conclusive

Alla luce dei risultati sulla soddisfazione dei figli di immigrati ottenuti attraverso l'applicazione dell'*analisi multilevel*, si può affermare che le osservazioni si diversificano fundamentalmente in riferimento al *terzo livello*, ovvero tra *le scuole*, dove è presente una maggiore variabilità. Risulta, dunque, essere di fondamentale importanza la collocazione territoriale della struttura; più ci si avvicina al centro della città, più è positivo il giudizio di soddisfazione degli studenti.

Quanto alla dipendenza del fenomeno dalle variabili esplicative del *primo livello*, sia la partecipazione a corsi, gite, attività sportive, che il rapporto con i compagni risultano essere fortemente predittive del fenomeno.

In definitiva, il fenomeno dell'integrazione, pur di notevole complessità, costituisce dunque una risorsa in quanto punto d'incontro con altre culture e modelli di vita e offre spunti di riflessione di notevole rilevanza. Per tale motivo e allo scopo di individuare le modalità di approfondimento del problema, si ritiene auspicabile considerare non solo, come altri paesi hanno affrontato situazioni analoghe, ma anche come confronti con altre indagini condotte a livello territoriale locale, permetterebbero di pervenire a comparazioni di rilevante interesse conoscitivo e culturale.

Riferimenti bibliografici

- Goldstein H. (1995), *Multilevel Statistical Models*, Halstead Press, New York.
- Racioppi F., Rampichini C., Zaccarin S. (1997), *L'integrazione delle dimensioni micro e macro negli studi di popolazione: alcuni aspetti dell' approccio di ricerca multilevel*, in (Giorgi P., Strozza S.), *Studi di Popolazione. Temi di Ricerca Nuova* – Roma, 25-27 Giugno 1996, Dipartimento di Scienze Demografiche – Università di Roma, La Sapienza.
- Snijders T.A.B., Bosker R.J. (1999), *An Introduction to basic and advanced multilevel modelling*, SAGE Publication, London.

SUMMARY

An exploratory research on the lifestyle of the immigrants' sons in a city of South Italy

The aim of this article is to verify which social-demographic variables can have a statistically significant weight on the lifestyle of immigrants' sons that had chosen to live in a city of the South Italy. We focused our attention on the whole of the foreign pupils who live in Messina and attend the firsts, seconds and third classes of the government middle schools. They received a questionnaire that allows to evaluate the degree of their satisfaction towards the place where they live, on the bases of their degree of integration and adaptation. The descriptive analysis puts in evidence that they mainly live in the IV district or in the centre of the city. The chosen approach is the multilevel modelling, due to the hierarchical nature of the data. With reference to the individual – context interaction, the analysis allows to affirm that the territorial collocation is a particularly significant variable at macro level.

A further examination through techniques of multidimensional analysis is desirable for a more specific study of the phenomenon.

Giuseppe AVENA, Ricercatore di Statistica Sociale, Facoltà di Scienze Statistiche, Università di Messina.

Santina PILATO, Dottore di Ricerca in Statistica e Risorse Ambientali, Università di Messina.

POVERTÀ E STANDARD DI VITA DELLA POPOLAZIONE STRANIERA IN LOMBARDIA

Elisa Barbiano di Belgiojoso, Francesco M. Chelli, Anna Paterno

1. Premessa

Nel corso degli ultimi anni povertà ed esclusione sociale hanno trovato ampio spazio nei dibattiti e nelle analisi socio-economiche. Studiare la povertà significa analizzare, in un approccio multidimensionale, i molteplici aspetti e fattori, non solo economici, che concorrono alla sua determinazione.

Nonostante la rilevanza del tema anche per quanto concerne la popolazione immigrata, sono ancora pochi gli studi volti ad indagare tale problematica rispetto a questo particolare collettivo. Pertanto, qualora ci si accinga a stimare l'incidenza della povertà tra gli stranieri, è necessario affrontare alcuni aspetti metodologici relativi alla scelta dell'approccio da seguire. Infatti, è opportuno interrogarsi sull'adeguatezza e sulla validità degli strumenti utilizzati per l'intera popolazione nel caso in cui il collettivo di riferimento sia quello degli immigrati, caratterizzati da modelli economici e di consumo e da standard di vita molto diversi dalla popolazione autoctona. Come tenere inoltre conto dell'aspetto multidimensionale del fenomeno in analisi? In questo contributo si intende rispondere a tali interrogativi. Si presenteranno quindi i risultati delle analisi condotte su un campione di stranieri presenti in Lombardia, fornendo una stima dell'incidenza della povertà e tracciando l'identikit delle famiglie povere e non povere.

2. L'indagine ISMU sulla presenza straniera in Lombardia

Dal 2001, ogni anno la Fondazione ISMU svolge, nell'ambito dell'Osservatorio Regionale per l'integrazione e la multiethnicità, un'indagine campionaria sui cittadini stranieri maggiori di 14 anni, provenienti da paesi a forte pressione migratoria e presenti a qualsiasi titolo – regolari e non – in Lombardia, con l'obiettivo di monitorare la presenza straniera e di descriverne le principali caratteristiche (per ulteriori dettagli e per i risultati si veda Blangiardo, 2008). I dati utilizzati in questo lavoro sono stati raccolti nel corso dell'indagine effettuata nel 2007, che ha interessato 9mila cittadini stranieri selezionati in base al metodo di

“campionamento per centri o ambienti di aggregazione” (Baio, Blangiardo, Blangiardo, 2008).

Al fine di fornire una breve descrizione della popolazione straniera presente in Lombardia ed, in particolare, delle caratteristiche che influiscono sulla condizione di povertà, si propongono brevemente alcuni risultati dell'indagine riguardanti la struttura della famiglia, unità statistica di riferimento per le analisi che seguono. Complessivamente la tipologia familiare più ricorrente è la coppia coniugata con figli, indice di un progetto migratorio finalizzato al trasferimento stabile in Italia, seguita dal *single*, forma familiare molto diffusa tra gli arrivi più recenti (tab.1).

Tabella 1 – Tipologie familiari acquisite rispetto alla macroarea di provenienza e al genere. (Valori percentuali). Lombardia. Anno 2007.

Tipologia familiare	Totale	
	Uomini	Donne
Single	34,3	19,3
Coppia coniugata	7,5	7,9
Coppia convivente	1,4	3,4
Monoparentale	4,1	11,5
Coppia coniugata + figli	51,1	54,1
Coppia convivente + figli	1,6	3,9
<i>Totale</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Fonte: Blangiardo, 2008

Tuttavia esistono alcune differenze legate a provenienza e genere: tra gli immigrati provenienti dall'America Latina, la coppia coniugata con figli, pur continuando ad essere il modello prevalente, è molto meno frequente, mentre sono più diffuse le famiglie monoparentali e le coppie conviventi con figli. Inoltre, in particolare per asiatici e nord africani, è rilevabile una maggior proporzione di donne che vivono con coniuge e figli a scapito della quota di donne *single*.

La dimensione media familiare è pari a 2,7 persone, valore leggermente superiore a quanto riscontrato per la popolazione complessiva della Lombardia ovvero 2,3 persone (Istat). Inoltre, quasi un terzo degli intervistati costituisce famiglia a sé, mentre esiste una sostanziale equiripartizione tra i nuclei di 2, 3 e 4 componenti che costituiscono ognuna il 18% circa delle famiglie, e il restante 13% vive in un nucleo di almeno cinque persone. In aggiunta, più della metà degli intervistati non ha figli in Italia (54%), il 19,2% ha un solo figlio al seguito e il 17,6% ne ha due; meno frequenti, anche se non trascurabili, i casi di famiglie con più di 3 figli (9,2%).

3. Povertà reddituale e povertà negli standard di vita

Quando ci si accinge a stimare l'incidenza della povertà in riferimento ad un particolare collettivo è necessario scegliere l'approccio da seguire, non esistendo, infatti, al momento attuale, un'unica metodologia. Tuttavia, a livello nazionale ed internazionale, il metodo maggiormente utilizzato si basa sull'*International Standard of Poverty Line* (ISPL). Tale approccio si fonda sull'individuazione di una linea di povertà relativa calcolata per la popolazione residente. Tale linea può essere stimata sulla base dei redditi o in alternativa dei consumi familiari e permette di distinguere le famiglie povere dalle famiglie non povere.

Volendo stimare l'incidenza della povertà tra gli stranieri presenti in Lombardia, si è ritenuto opportuno in primo luogo verificare l'applicabilità di tale metodologia. Il primo passo è consistito nella scelta della variabile di riferimento per l'analisi. A tal riguardo, è stato da più parti evidenziato come gli stranieri mostrino modelli di consumo particolari, connotati da una maggiore propensione al risparmio rispetto alla popolazione autoctona e dall'invio di rimesse, anche ingenti, al paese d'origine (Barsotti, Moretti, 2004). Inoltre la condizione di povertà, in molti casi, può essere percepita dalla popolazione immigrata come una fase necessaria e transitoria del progetto migratorio. Muovendo da tali considerazioni, si è ritenuto più opportuno riferire l'analisi ai redditi dei cittadini stranieri, definendo come "povere" le famiglie di due componenti che dispongono di redditi non superiori al reddito medio pro-capite nazionale.

Per procedere alla stima della soglia di povertà per l'anno 2007, si è ricorsi all'ultima informazione disponibile per il reddito pro-capite medio relativo alla popolazione italiana¹, ovvero il dato registrato per il 2006 (Banca d'Italia, 2008) pari a 1.036,83€ al mese. Al fine di disporre di una misura aggiornata per l'anno successivo si è deciso di procedere alla rivalutazione al 2007 della soglia identificata per il 2006 sulla base dell'indice dei prezzi al consumo calcolato per l'intera collettività e pari all'1,8%, in modo analogo a quanto effettuato dall'Istat (Istat, 2008). Così procedendo si è ottenuta la soglia di povertà per l'anno dell'indagine che risulta pari a 1.055,5€

Per la trasformazione dei redditi in redditi equivalenti si è utilizzata la scala di equivalenza di Carbonaro (Commissione d'indagine sull'esclusione sociale, 2000), scelta condivisa anche dall'Istat. Tale scala prevede l'applicazione alla soglia di povertà di diversi coefficienti correttivi a seconda della dimensione familiare.

Infine, confrontando il reddito equivalente familiare con la soglia

¹ La scelta di usare il dato nazionale si fonda sulla considerazione che il ricorso al valore dell'area geografica a cui appartiene la Lombardia avrebbe comportato una stima dell'incidenza della povertà troppo elevata.

precedentemente determinata, le famiglie sono state distinte tra povere e non povere e si è ottenuta una stima dell'incidenza della povertà tra gli stranieri in Lombardia pari al 30,8%. Tale valore appare molto elevato se paragonato con il dato della popolazione complessiva: infatti, per il Nord Italia nel 2006 si è registrata una percentuale di poveri pari al 5,5 (Banca d'Italia, 2008).

Le elaborazioni fin qui commentate hanno consentito di classificare gli intervistati come poveri o non poveri adottando, come unica variabile di riferimento, il reddito familiare equivalente al lordo delle rimesse.

La consapevolezza che la condizione di indigenza si configura come multidimensionale e non può, quindi, essere misurata soltanto in base alle risorse finanziarie ha reso, però, necessario, come già effettuato in precedenti occasioni (Chelli, Paterno, 2002; 2006), considerare anche altri aspetti inerenti gli standard di vita degli extracomunitari osservati. In quest'ottica, si è voluto osservare un ventaglio più ampio di caratteristiche degli intervistati, diverse dal reddito e finalizzate ad evidenziare la presenza di povertà "specifiche". È stata quindi eseguita un'analisi discriminante (d'ora in poi AD), su una batteria di 46 variabili esplicative, delle quali soltanto 9 (per la loro descrizione cfr. par. 4) sono risultate significative². Partendo quindi dalla classificazione (iniziale), ottenuta in base all'ISPL, l'analisi discriminante è stata reiterata (Merlini, 1992), al fine di produrre una classificazione stabile (finale)³ che esprimesse essenzialmente la variabilità delle dimensioni selezionate.

Tale classificazione finale è stata quindi "incrociata" con quella ottenuta mediante l'ISPL, in modo da separare coloro che sono risultati poveri, contemporaneamente, dal punto di vista "sociale" e "finanziario", sia da quanti sono stati definiti indigenti con riferimento ad uno solo dei due aspetti, sia infine da coloro che non sono poveri in relazione ad entrambi. Le proporzioni assunte dai gruppi così formati (tab. 4), mostrano innanzitutto che, al 44,1% di intervistati definiti come non poveri secondo ambedue i metodi utilizzati, si contrappone il 16,5% di extracomunitari poveri finanziariamente e socialmente. Ciò sembrerebbe indicare che, in un'ampia quota di casi, alla disponibilità di maggiori redditi corrispondono migliori condizioni di vita e, in una proporzione più ristretta, alla scarsità di introiti monetari si associa una precarietà negli stili di vita.

Nonostante ciò, il 25,1% degli individui osservati, pur disponendo di redditi non significativamente esigui, viene classificato come indigente poiché contraddistinto da differenti povertà nelle condizioni di vita. L'esistenza di tale gruppo, che

² Per la scelta delle variabili è stato utilizzato il metodo stepwise basato sulla variabile lambda di Wilks.

³ La classificazione finale è una classificazione che rimane stabile alle iterazioni successive dell'AD (ossia presenta un errore di classificazione nullo).

sarebbe rimasto sconosciuto applicando ai dati in nostro possesso un metodo di classificazione basato unicamente sui redditi, rende evidente la necessità di utilizzare più metodologie e più dimensioni affinché non rimangano sommersi quegli aspetti “sociali” che risultano essere essenziali alla comprensione del fenomeno in particolare quando si studiano collettivi, come quello degli immigrati, eterogenei rispetto alla popolazione di riferimento. Parallelamente, la presenza di una quota (pari al 14,3%) di stranieri poveri solo in base al reddito mette in luce che quasi la metà di degli individui che dispongono di limitate risorse finanziarie non sembra essere penalizzata se si osservano gli standard di vita raggiunti.

Tabella 4 – *Confronto tra i risultati ottenuti mediante l’International Standard of Poverty Line e l’analisi discriminante reiterata, valori percentuali.*

International Standard of Poverty Line	Analisi discriminante reiterata		
	Non poveri	Poveri	Totale
Non poveri	44,1	25,1	69,2
Poveri	14,3	16,5	30,8
Totale	58,4	41,6	100,0

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISMU.

4. Poveri e non poveri: un identikit

L’intento di “conoscere meglio” sia le principali caratteristiche individuali e familiari, sia le condizioni di vita dei quattro gruppi ottenuti dalle elaborazioni eseguite può essere raggiunto in primo luogo mediante l’osservazione delle variabili dimostrate significative nell’AD (tab. 5).

Le prime tre di esse riguardano aspetti tra di essi strettamente collegati (ovvero le spese mediamente destinate al cibo e all’abbigliamento, all’abitazione e ad altri impieghi) e mostrano, com’era lecito attendersi, che, mentre ai “sicuramente poveri” e agli indigenti in base al solo reddito corrispondono importi molto simili, gli altri intervistati si distinguono per cifre notevolmente più elevate. La stessa circostanza si verifica per l’ammontare medio delle rimesse destinate ai familiari rimasti in patria, mentre la propensione al risparmio sembra accrescersi passando dal primo al quarto gruppo di intervistati.

Indicativo della condizione abitativa appare il numero medio di persone per stanza, che evidenzia che il sovraffollamento degli alloggi, caratteristica diffusa tra gli immigrati, è inversamente correlato al livello e al tipo di povertà.

Due ulteriori discriminanti concernono la situazione professionale, mettendo in luce che gli extracomunitari che non partecipano al mercato del lavoro (in quanto non attivi o disoccupati) sono ovviamente penalizzati soprattutto sul piano

reddituale. Infine, interessanti risultano le indicazioni secondo le quali gli stranieri di religione musulmana (prevalentemente provenienti dall’Africa) sono presenti solo nel primo e nel terzo gruppo, presumibilmente a causa della loro maggiore capacità (per costrizione o per scelta⁴) di adattarsi a situazioni più disagiate.

Tabella 5 – Variabili significative nell’analisi discriminante, valori medi per gruppi di intervistati classificati in base al livello di povertà.

Variabili	Poveri	Poveri in base all’ISPL ^(c)	Poveri in base all’AD ^(d)	Non poveri
Spesa equival. media mens. famil. per alimentari e abbigl. ^(a)	253,24	252,57	400,78	369,16
Spesa equival. media mens. famil. per la casa ^(a)	294,02	294,95	460,75	452,87
Spesa equival. media mens. famil. per “altro” ^(a)	109,43	122,78	248,50	238,73
Importo medio mens. famil. per rimesse ^(a)	59,71	73,80	218,56	214,35
Importo medio mens. famil. per risparmio ^(a)	59,61	102,93	245,04	323,98
N. di persone per stanza	1,69	1,59	1,42	1,29
Condizione professionale: casalinga o studente ^(b)	0,21	0,16	0,05	0,05
Condizione professionale: disoccupato/a ^(b)	0,16	0,00	0,05	0,00
Religione musulmana ^(b)	0,92	0,00	0,96	0,00

Note: (a) valori espressi in Euro; (b) 0=no, 1=si; (c) non poveri in base all’AD; (d) non poveri in base all’ISPL.

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISMU

Nella tab. 6 compaiono alcune caratteristiche degli extracomunitari che, pur non essendosi rivelate significative nell’AD, possono fornire ulteriori indicazioni utili al fine di arricchire l’“identikit” dei vari gruppi⁵.

Gli intervistati definiti come finanziariamente e socialmente indigenti, infatti, si contraddistinguono dai non poveri, oltre che per una minore conoscenza della nostra lingua, anche per peculiari connotazioni familiari, tra le quali la presenza di un coniuge/partner straniero, di un maggior numero medio di figli (anche conviventi in Italia e minorenni) e, di conseguenza, di un più alto ammontare medio di familiari e, più in generale, di persone coabitanti.

Infine, interessanti appaiono anche gli elementi distintivi delle persone classificate come povere solo in base all’ISPL, che sono più spesso donne, in posizione giuridicamente regolare, mediamente più istruite e arrivate più di recente rispetto agli individui definiti come indigenti solo dall’AD. Tali considerazioni

⁴ A tal riguardo, ulteriori analisi, non mostrate in questa occasione per motivi di sintesi, individuano le possibili determinanti di tale risultato: maggiore presenza di persone sole, con progetti migratori temporanei, più propense alla rapida accumulazione di denaro da risparmiare o trasferire in patria, ecc.

⁵ Nel successivo commento di tali variabili si accenna anche ad altri aspetti emersi dalle elaborazioni effettuate ma non riportati nella tab. 6 per ragioni di spazio.

possono far immaginare che queste persone, pur mostrando alcuni elementi che potrebbero potenzialmente configurarsi come elementi di forza nel determinare i loro standard di vita, vengono invece penalizzate dal punto di vista reddituale, forse anche a causa di situazioni di sottoccupazione o sfruttamento della loro attività lavorativa.

Tabella 6 – *Ulteriori variabili illustrative, valori medi per gruppi di intervistati classificati in base al livello di povertà.*

Variabili	Poveri	Poveri in base all'ISPL ^(f)	Poveri in base all'AD ^(g)	Non poveri
Genere ^(a)	1,39	1,51	1,23	1,53
Condizione giuridica regolare ^(b)	0,41	0,56	0,53	0,55
Anzianità migratoria ^(c)	8,53	7,63	9,24	8,02
Titolo di studio ^(d)	2,48	2,66	2,55	2,84
Capacità di scrivere in italiano ^(e)	2,48	2,70	2,74	2,96
Coniuge/partner cittadino italiano ^(b)	0,03	0,08	0,12	0,17
N. figli totale	1,76	1,48	1,17	1,14
N. figli minorenni conviventi in Italia	1,43	1,04	0,47	0,43
N. persone coabitanti	4,23	3,79	3,36	3,10

Note: (a) 1=uomo, 2=donna; (b) 0=no, 1=sì; (c) in anni; (d) 1=nessun titolo formale, 2=scuola dell'obbligo, 3=scuola secondaria superiore, 4=laurea o diploma universitario; (e) 1=per niente, 2=molto poco, 3=sufficientemente, 4=abbastanza, 5=molto bene; (f) non poveri in base all'AD; (g) non poveri in base all'ISPL.

Fonte: nostre elaborazioni su dati ISMU.

5. Considerazioni conclusive

Le indicazioni emerse dalle elaborazioni fin qui sinteticamente commentate suggeriscono numerose considerazioni. Non essendo possibile, per limiti di spazio, esplicitarle tutte, si ritiene opportuno sottolineare solo, da un punto di vista metodologico, come sia emersa la necessità che la misurazione del livello di indigenza, nel caso in cui si osservino sotto-popolazioni caratterizzate da comportamenti eterogenei rispetto a quelli della popolazione complessiva, sia frutto dell'applicazione di più metodi di analisi. Il confronto tra i risultati ottenuti da differenti metodi, inoltre, può far emergere la presenza di povertà "specifiche", altrimenti sconosciute, la cui eliminazione potrebbe costituire un importante obiettivo di azioni sociali e politiche finalizzate a ridurre la povertà e migliorare le condizioni di vita della popolazione.

Riferimenti bibliografici essenziali

- Baio G., Blangiardo G.C., Blangiardo M. 2008. *Centre sampling technique in foreign migration surveys: a methodological note*. Quaderno di dipartimento, 6, pp 1-13. Milano.
- Banca d'Italia 2008. *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2006*. Supplemento al Bollettino statistico. Indagini Campionarie. Nuova serie. Anno XVIII, Numero 7. Roma.
- Barsotti O., Moretti E. (a cura), 2004, *Rimesse e cooperazione allo sviluppo*, Franco Angeli, Milano.
- Blangiardo G.C. (a cura) 2008. *L'immigrazione straniera in Lombardia. La settima indagine regionale. Rapporto 2007*. Fondazione ISMU. Milano.
- Chelli F., Paterno A. 2002. *Misurazione del livello di povertà in un collettivo di immigrati: due metodi a confronto*, in Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica, 4, 11-30.
- Chelli F., Paterno A. 2006. *La povertà*. In: Sospesi tra due rive: migrazioni e insediamenti di marocchini e albanesi, Paterno A., Strozza S., Terzera L., (a cura), pp 192-206, Franco Angeli, Milano.
- Commissione d'indagine sull'esclusione sociale 2000. *Rapporto annuale sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale*, Presidenza del Consiglio dei Ministri, Dipartimento per gli Affari Sociali, Roma.
- ISTAT 2008. *La povertà relativa in Italia nel 2007*. Statistiche in breve. Famiglia e Società.
- Merlini A. 1992. *Un metodo per la formazione dei gruppi quando è richiesto che essi siano in una relazione ordinale*, Quaderni dell'Istituto di Matematica e Statistica, Università di Ancona.

SUMMARY

The rapid growth of the number of migrants living in Italy during the last decades has aroused great interest in the analysis of migrants' characteristics, especially standard of living. However, the existing approaches for the determination of poverty line are not sufficiently suitable for the foreign population. Indeed migrants present a specific consumption profile and are more inclined to saving in order to send money at their original country. In order to estimate the percentage of poor families living in Lombardy, to introduce the multidimensional aspect of poverty condition and to describe the different characteristics of migrant families, we combine the International Standard of Poverty Line method with an iterative discriminant analysis.

Elisa BARBIANO DI BELGIOJOSO, Assegnista di ricerca in Demografia, Dipartimento di Statistica, Università di Milano-Bicocca.

Francesco M. CHELLI, Professore straordinario di Statistica Economica, Dipartimento di Economia, Università Politecnica delle Marche.

Anna PATERNO, Professore associato di Demografia, Dipartimento per lo Studio delle Società Mediterranee, Università di Bari.

INEQUALITY IN ITALY: AN APPROACH BASED ON SHAPLEY VALUE DECOMPOSITION

Martina Celidoni, Margherita Gerolimetto, Luca Salmasi

1. Introduction

According to OECD¹, in 27 countries around the world the majority thinks that the economic developments of the last few years have not been shared fairly. Especially in some countries², e.g. Italy, the perception of the unfairness in sharing benefits and disadvantages is quite strong. For this reason we propose in this study an analysis of inequality, focused on factors, in order to understand how occupation, education and demographic characteristics affect income distribution.

In particular, in this paper the dynamic of inequality in Italy over the period 1997-2004 is studied using the Shapley value decomposition methodology. Up to now, the latter has been used with cross-sectional data about income distribution, ignoring the dynamic impact of the underlying causes. In this work we add the time dimension of the phenomenon by introducing macrocohorts.

The paper is structured as follows: first we present how macrocohorts have been constructed and the dynamic of Italian households expenditure in the period 1997-2004, then we describe the Shapley value decomposition and finally we discuss the empirical results.

2. Data

The dataset used for the analysis comes from the Italian budget household survey conducted by ISTAT, we focused our attention on the period 1997-2004. According to previous empirical analysis (Gunatilaka and Chotikapanich, 2006) we use households expenditure as proxy for income because directly related to

¹ Over 80% of the surveyed sees inequitous the distribution of economic resources in the economy. [www. http://www.oecd.org/dataoecd/44/62/41524135.pdf](http://www.oecd.org/dataoecd/44/62/41524135.pdf) [11/06/2009].

²Italy, France, Spain, South Korea, Japan and Germany.

welfare.

In this study the idea is to study the dynamic of the inequality of the income distribution also in the time dimension by considering macrocohorts. A macrocohort can be defined as a group with fixed membership, formed by individuals, that can be identified as they show up in the survey (Deaton 1985). Grouping individuals according to a common characteristic gives the possibility to observe macrocohorts over time. We grouped the households on eight independent cross-sections of Italian households between 1997-2004 on the basis of the head's year of birth. We defined eleven groups by a five-years band except for the first and the last macrocohorts, where the age brackets are extended due to the small cell size³. We decided to focus our attention on those macrocohorts with the head aged 20-79 in 1997.

After grouping data, we adjusted expenditure according to the Carbonaro's equivalence scale, this allows us to compare households of different size, netted out of economies of scale effects. If we consider expenditure levels as proxy for income, we are able to compute the Gini index for macrocohorts and year and estimate the contribution of several factors to income dispersion. In the next section we will present the methodology.

3. The Shapley value decomposition

The Shapley value decomposition approach is a regression-based methodology that permits to quantify the impact on inequality of several causal determinants (Shorrocks, 1982, 1999). The idea is to specify an income generating model that includes what we consider contributory factors and subsequently decomposes the Gini index isolating the effect of each factor. The methodology can be used to decompose any inequality index using any income general functional form.

Shorrocks (1999) proposed a general application of the Shapley value method to decompose income inequality, this procedure treats symmetrically all factors and leads to an exact additive decomposition of inequality index into contributory factors. The methodology has the advantage that groups of factors may be considered as a single entity without affecting their total contribution.

³It is necessary that each macrocohort size is sufficiently large in order to obtain consistent estimates. Verbeek and Nijman (1992) showed that fairly large cohort sizes, i.e. 100 individuals, are needed to validly ignore the cohort nature of the data.

To clarify the procedure, we start from our income generating model, where Y denotes the macrocohorts expenditure, X_{Occ} , X_{Edu} and X_{Dem} are groups of variables related respectively to occupation, education and demographic characteristics of households. The variables related to macrocohorts and months are collected in Z . We use a linear generating model for income.

$$\mathbf{Y} = \boldsymbol{\beta}_0 + \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{X}_{Occ} + \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{X}_{Edu} + \boldsymbol{\beta}_3 \mathbf{X}_{Dem} + \boldsymbol{\beta}_4 \mathbf{Z} + \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (1)$$

The fitted values of the regression will be computed as follows,

$$\hat{\mathbf{Y}} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_0 + \hat{\boldsymbol{\beta}}_1 \mathbf{X}_{Occ} + \hat{\boldsymbol{\beta}}_2 \mathbf{X}_{Edu} + \hat{\boldsymbol{\beta}}_3 \mathbf{X}_{Dem} + \hat{\boldsymbol{\beta}}_4 \mathbf{Z}, \quad (2)$$

they will be used to obtain the Gini index for macrocohort and year, we call it \hat{G}_{TOT} , i.e. the total predicted income inequality.

The Shapley value decomposition allows us to quantify the factor contributions by removing $\hat{\boldsymbol{\beta}}_k \mathbf{X}_k$ from the total income and measuring the extent by which \hat{G}_{TOT} changes. There are many possible sequences in which \mathbf{X}_k may be eliminated, therefore we have to compute, for the same group, several contributions according to all the possible elimination sequences. The k -th factor contribution to inequality will be given by the average of those computed in each sequence.

In our model with three explanatory groups of variables, there will be three rounds of elimination, the computation becomes more complicated the larger is the set of groups considered.

In the first round we start eliminating one group of variables at a time. If we drop the occupation group in the income generating model, we will obtain a predicted income given by the following

$$\hat{\mathbf{Y}} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_0 + \hat{\boldsymbol{\beta}}_2 \mathbf{X}_{Edu} + \hat{\boldsymbol{\beta}}_3 \mathbf{X}_{Dem} + \hat{\boldsymbol{\beta}}_4 \mathbf{Z}. \quad (3)$$

With the new predicted values, netted out of the occupation effect, we compute the Gini index, $\hat{G}_{Edu, Dem}$. Now we can obtain the occupation contribution, C^1 , where 1 denotes the round number, as the difference between the total predicted income inequality and the inequality computed dropping occupation

$$C^1_{Occ} = \hat{G}_{TOT} - \hat{G}_{Edu, Dem}. \quad (4)$$

In a similar way we eliminate education and demographic characteristics from the income generating model, obtaining the predicted values netted out, respectively, of the two groups effects. We compute the Gini indexes, $\hat{G}_{Occ, Dem}$ and $\hat{G}_{Occ, Edu}$, to obtain education and demographic characteristics contributions as follows

$$C_{Edu}^1 = \hat{G}_{TOT} - \hat{G}_{Occ, Dem}, \quad C_{Dem}^1 = \hat{G}_{TOT} - \hat{G}_{Occ, Edu}. \quad (5)$$

The second round estimates the contribution of factors dropped two groups at a time from equation (2). The idea is to isolate the effect of one group starting with the Gini indexes where only two groups are considered. From the first round we have $\hat{G}_{Edu, Dem}$, $\hat{G}_{Occ, Dem}$ and $\hat{G}_{Occ, Edu}$, the total inequality given by the groups couples. If the aim is to obtain the occupation contribution, we can start with $\hat{G}_{Occ, Dem}$ but also $\hat{G}_{Occ, Edu}$, so eliminating, respectively, the effect of demographic characteristics or education. The contribution of occupation in the second round will be the average between C_{Occ}^{21} and C_{Occ}^{22} . We can estimate the contribution of the other two groups using the same procedure.

If we continue with the logic of group elimination, the groups contribution at the final round will be derived by the difference between, respectively, \hat{G}_{Occ} , \hat{G}_{Edu} , \hat{G}_{Dem} and the Gini index computed using the equation

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_4 Z. \quad (6)$$

Finally the contributions at each round are averaged across all rounds to obtain the total marginal effect of each group on total inequality.

4. Variables

The dependent variable used in the analysis is the logarithm of the households expenditure as proxy for the income. We considered, as determinants for the households expenditure, groups of variables related to occupation, education and demographic characteristics. Although we include in the income generating equation several explanatory variables, we will decompose inequality only into

three groups mentioned before.

The set of variables that we labelled *occupation* includes the unemployment and work positions. The latter can be blue collars and workers, in terms of, respectively, the share of households in the macrocohort whose head occupies that work position.

The regression model includes also *education* related variables. We denoted as secondary education the proportion of households in the macrocohort, whose head has completed 13 years of schooling. High education refers to people with bachelors, graduations and higher degrees. We decided to ignore primary education because it is a quite generally shared characteristic.

The income inequality is determined also by *demographic characteristics* of households. We consider in the analysis the following demographic variables: the number of children aged 0-14 and the number of adults in the household. To control also for time and macrocohorts effects we included in the income generating equation *macrocohort* and *month* dummies.

5. Empirical results

We report the regression coefficients in Table 1, obtained from the OLS estimation of model (1), using R. We can see that the value of the R^2 is high, meaning that the regression appears to perform well. Almost all coefficients are significant and have reasonable signs, we will discuss them in detail referring to one group at a time.

Variables from $X1$ to $X3$ refer to *occupation*, more precisely they are respectively unemployment, blue collar and worker positions. As expected, the higher the proportion of unemployed, blue collars or workers the lower marginally will be the income. The *demographic* variables are $X4$ and $X5$, respectively the number of children aged 0-14 and the number of adults in the household, the coefficients signs are negative due to equivalence scale effects. The variables $X6$ and $X7$ refer to *education*, $X6$ is the share of household's head with secondary education and $X7$ is the proportion of household's head with high education. As long as the proportion of secondary education increases, the marginal effect on income is positive. The relationship between income and high education has the same sign, but the absolute value of the coefficient is larger, as expected.

The other explanatories considered are macrocohort dummies from X_8 to X_{17} , and month dummies from X_{18} to X_{28} . We can observe that almost all macrocohort dummies coefficients are significant, especially we can notice that the absolute value is larger for younger and older macrocohorts. X_0 is a constant adjusted for heteroschedasticity.

Table 1 – Estimates.

Socio-demographic variables					
	Est.	Std. Err	t-value	t-prob	
X0	7.81	0.05	154.43	< 0.001	***
X1	-0.6	0.17	-3.55	0	***
X2	-0.17	0.08	-2.3	0.02	*
X3	-0.18	0.07	-2.52	0.01	*
X4	-0.24	0.02	-9.64	< 0.001	***
X5	-0.06	0.02	-3.25	0	**
X6	0.33	0.07	5.01	0	***
X7	0.86	0.09	9.17	< 0.001	***

Macrocohort and month dummies					
	Est.	Std. Err	t-value	t-prob	
X8	-0.46	0.04	-10.9	< 0.001	***
X9	0.01	0.02	0.38	0.71	
X10	-0.01	0.02	-0.38	0.71	
X11	-0.07	0.02	-3.16	0	**
X12	-0.08	0.03	-3.14	0	**
X13	-0.1	0.03	-2.8	0.01	**
X14	-0.13	0.04	-3.38	0	***
X15	-0.2	0.04	-4.77	0	***
X16	-0.3	0.04	-6.92	0	***
X17	-0.38	0.04	-8.96	< 0.001	***
X18	-0.01	0.01	-1.17	0.24	
X19	0	0.01	0.02	0.99	

The regression results are then used to compute the contributions from occupation, education and demographic variables to income inequality. In Figure 1 we represent the contributions in the first round. Focusing our attention on the occupation effects, we notice that this factor explains the income inequality for macrocohorts from 1 to 8, i.e. for individuals aged 20-60, this means that occupation affects income distribution during the working age, as expected. The demographic characteristics seem to be relevant for macrocohorts from 1 to 5, this is due to the number of children aged 0-14 in the household as explanatory variable. Looking at the education effect we can notice that the contribution to income inequality is higher for individuals aged 20-34 and individuals aged 40-45. The first peak can be interpreted as the effect of individuals that enter early in the labor market with secondary education. As for the second peak it can be related to the big time of career for individuals with higher education.

The estimates of the second round contributions are shown in Figure 2. We can

notice that the effects dynamic for each group of variables is similar to the results in the first round and this can be seen also in the final round.

On the whole, the use of panel data allows us to take into consideration the temporal dimension, showing how inequality and factors contributions have changed over time. Macrocohorts effects are significative and lead to different patterns of expenditure, which decreases much faster for younger (20-29) and older (55-79) individuals. Consequently, there are different inequality degree for individuals in each macrocohort and different contributions to inequality for macrocohorts.

Figure 1 - First round contributions.

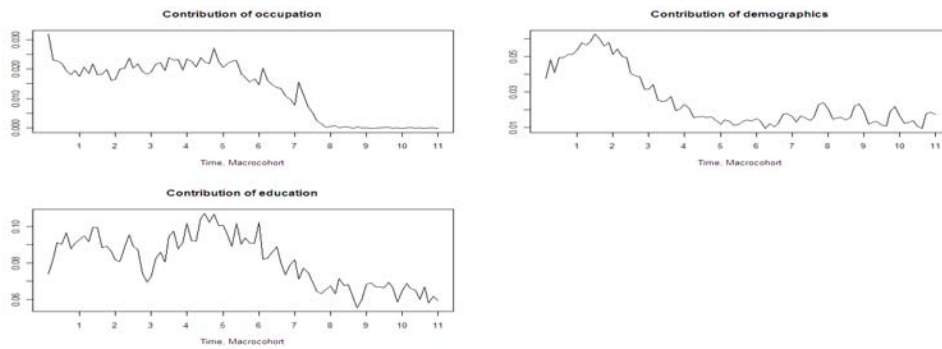
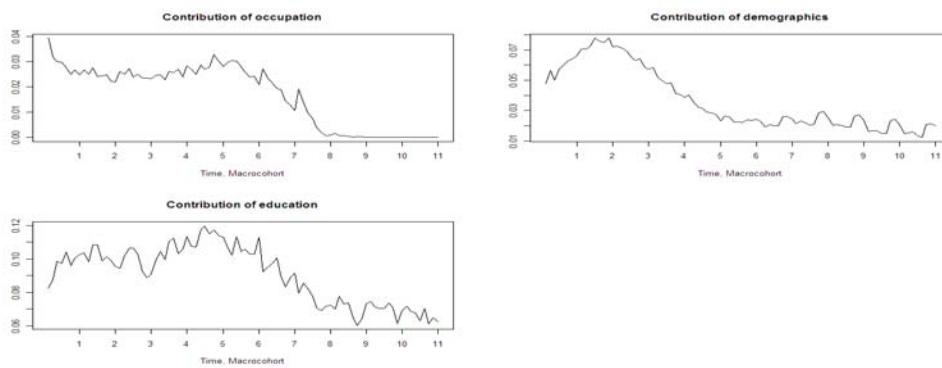


Figure 2 - Second round contributions.



References

- [1] Deaton, A. (1985), *Panel data from time series of cross sections*, Journal of Econometrics, 30, 109-126.
- [2] Gunatilaka, R. and Chotikapanic, D. (2006), *Inequality trends and determinants in Sri-Lanka: a Shapley Approach to decomposition*, Working paper 6/06, Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University.
- [3] Shapley, L. 1953. *A value for n-person games*, in H.W.Kuhn and A.W.Tucker, eds. Contributions to the theory of games, vol. 2 (Princeton University Press).
- [4] Shorrocks, A.F. 1982. *Inequality decomposition by factor components*. Econometrica, vol. 52, pp. 1369-1385.
- [5] Shorrocks, A.F., 1999. *Decomposition Procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value*. Mimeo, University of Essex.
- [6] Verbeek, M., and Nijman, T. (1992), *Can cohort data be treated as genuine panel data?*, Empirical Economics, 17, 9-23.

SUMMARY

Inequality in Italy: an approach based on the Shapley value decomposition

The aim of this paper is to analyse inequality in Italy between 1997 and 2004. We decompose the Gini index of inequality using the Shapley value decomposition (Shapley, 1953; Shorrocks, 1982) in order to rank the contribution of different socio - economic variables to income inequality among individuals and time.

Shapley's value decomposition is a regression based technique that allows to consider different explanatory factors, both economics and demographics. We used data from the Italian Household Budget Survey (ISTAT) in the period 1997 - 2004, previously treated in order to group individuals in cohorts with the aim to understand the dynamic of different factors contribution to inequality, using a Pseudo - Panel approach.

Martina CELIDONI, PhD student in Economics and Management, University of Padua.

Margherita GEROLIMETTO, Lecturer in Economics Statistics, University of Venice.

Luca SALMASI, PhD student in Economics and Finance, University of Verona.

L'ESCLUSIONE FINANZIARIA NELLE FAMIGLIE ITALIANE

Angela Coscarelli, Domenica Federico, Antonella Notte *

1. Introduzione

Il termine esclusione finanziaria viene utilizzato con riferimento a persone che hanno difficoltà ad accedere e/o a far uso di servizi e prodotti finanziari largamente diffusi, perché considerate unbanked o underbanked (Claessens, 2005). Questo fenomeno è abbastanza rilevante in Italia, dove nuove forme di povertà si stanno sviluppando. Basti pensare all'esclusione dall'accesso al credito di alcune famiglie che possono avere molte difficoltà ad avviare un'attività o addirittura a vivere. Nel corso degli ultimi anni, infatti, i profondi cambiamenti economici che la società italiana ha subito rispetto al passato hanno costituito un'occasione importante per interrogarsi sul fenomeno dell'esclusione finanziaria. In particolare, questi mutamenti si manifestano in modo evidente nel mercato del lavoro, sempre più caratterizzato da forme di impiego precario, flessibile e temporaneo, da nuove forme di povertà, dalla crescente richiesta di accesso al credito da parte delle microimprese e dalle grosse difficoltà che presentano i soggetti marginali ad avviare un'attività economica. In Italia, attualmente, sono aumentate le famiglie non titolari di alcuna attività finanziaria, neanche nelle forme più semplici del conto corrente bancario. L'elevata presenza di questi soggetti confina l'Italia all'ultimo posto in termini di bancarizzazione rispetto agli altri Paesi dell'Unione Europea. Alla luce di queste considerazioni, lo scopo della ricerca è duplice. In primo luogo, lo studio intende evidenziare come alcuni fattori socio-economici e finanziari possano influenzare l'esclusione finanziaria. In secondo luogo, la ricerca intende descrivere il fenomeno dell'esclusione finanziaria nelle regioni italiane al fine di evidenziare dei cluster, omogenei al loro interno ma eterogenei tra di loro rispetto alle caratteristiche. L'analisi è effettuata mediante la raccolta e lo studio dei dati pubblicati dalla Banca d'Italia e dall'Istat. La ricerca si avvale di un approccio multidisciplinare e si realizza attraverso un'Analisi in Componenti Principali (ACP) e di una Cluster Analysis.

* Il presente studio è frutto delle riflessioni degli autori. In particolare, il paragrafo 2 è da attribuire a Domenica Federico, il paragrafo 3 ad Antonella Notte, mentre il 4 ad Angela Coscarelli.

2. La review della letteratura

L'esclusione finanziaria di soggetti economicamente e socialmente deboli è oggetto di significativo e crescente interesse da parte della letteratura (Pesaresi, Pilley, 2003). L'accesso adeguato ai servizi finanziari è un elemento indispensabile per molti ambiti della vita economica e sociale, in particolare per alcune forme di consumo, di risparmio e di sviluppo dell'attività economica (Peachey, Roe, 2004). Ciò nonostante, l'inaccessibilità ai servizi finanziari resta un fenomeno piuttosto diffuso. Nei Paesi in via di sviluppo essa coinvolge la quasi totalità della popolazione, mentre in quelli industrializzati riguarda una percentuale ridotta di soggetti. L'analisi del fenomeno dell'esclusione finanziaria sotto il profilo quantitativo presenta notevoli problemi: infatti, è difficile ottenere stime attendibili a causa della dinamicità del fenomeno (un soggetto può essere escluso in modo temporaneo o permanente) e della sua complessità (può riguardare diverse prestazioni del mercato bancario e finanziario). Per giungere a una stima, molti lavori definiscono "unbanked" un soggetto che non sia titolare di un conto corrente bancario, di un conto corrente postale o di un conto similare.

In base a quanto emerge dalle numerose indagini empiriche, condotte in prevalenza in Inghilterra e in America, i principali aspetti socio-economici che influiscono sul mancato accesso ai servizi finanziari nei Paesi industrializzati sono:

- per gli individui: bassi livelli di reddito e/o elevato grado di vulnerabilità connesso di norma a situazioni di disoccupazione o di occupazione instabile, gravi problemi di salute, età avanzata, scarsa scolarizzazione e/o formazione professionale, *status* di immigrato, donne;
- per le famiglie: bassi livelli di reddito, presenza di soggetti vulnerabili, di bambini e anziani, struttura monogenitoriale (soprattutto se femminile), residenza in aree geografiche marginali o depresse, assistenza sociale (*means tested benefits*), abitazione principale non di proprietà;
- per le attività imprenditoriali: piccola o piccolissima dimensione, titolare appartenente ad una particolare categoria di soggetti vulnerabili, prodotti/servizi realizzati per il mercato locale e finalizzati al soddisfacimento dei bisogni locali, operanti in contesti geografici e sociali depressi, caratterizzati da elevata rischiosità e da scarse dotazioni infrastrutturali.

Inoltre, le principali cause dell'esclusione finanziaria possono essere ricondotte a sei fattori (Kempson, Whyley, 1999). In primo luogo, l'*access exclusion*. Invero, le istituzioni finanziarie per una serie di motivi (asimmetrie informative, costi di transazione, problemi di *enforcement*) non sono interessate ad avere rapporti con i soggetti a basso reddito. La principale spiegazione del fenomeno del razionamento del credito da parte di istituzioni finanziarie si basa sull'esistenza di asimmetrie informative che si possono verificare prima della concessione del prestito e che

riguardano le difficoltà che il creditore incontra nella conoscenza dei suoi potenziali clienti e nella valutazione della loro effettiva capacità di restituire sia il capitale che gli interessi. In secondo luogo, si parla di *geographical access*. La scarsa capillarizzazione sul territorio di banche e altre istituzioni finanziarie può rendere difficile l'accesso ad alcune fasce della clientela. In terzo luogo, si annovera la *condition exclusion* che identifica le condizioni di erogazione diverse dal prezzo (tempi di valutazione della richiesta, documentazione, ammontare e durata del prestito, frequenza di rimborso, possibilità di rinegoziazione) che possono rendere i servizi finanziari inappropriati a soddisfare le esigenze di persone con redditi bassi e discontinui. Infine, le ultime tre cause riguardano la *price exclusion*, ovvero alcuni servizi finanziari hanno costi insostenibili per certe fasce di popolazione, il *marketing exclusion*, ovvero le politiche di *marketing* delle banche (canali di promozione e commercializzazione dei prodotti) che possono escludere alcuni segmenti di mercato, e la *self-exclusion*, ovvero alcuni segmenti della popolazione rinunciano a formulare la domanda di servizi bancari e finanziari. Quest'ultima causa dipenderebbe da una percepita inadeguatezza, dal timore/convincimento di essere rifiutati, da precedenti esperienze negative, dalla difficoltà di confrontarsi con procedure burocratiche complesse, dalla scarsa confidenza con tematiche finanziarie, dalla mancanza di fiducia nelle istituzioni finanziarie, da barriere linguistiche e culturali.

3. La raccolta degli indicatori socio-economici e finanziari

L'analisi è stata condotta attraverso una categorizzazione e una suddivisione per aree tematiche di alcuni indicatori che individuano le caratteristiche specifiche dell'esclusione finanziaria e della struttura familiare nelle regioni italiane, secondo tre distinte macroaree: socio-demografica, economica e finanziaria. Gli indicatori sono stati costruiti mediante la raccolta dei dati forniti dal XIV Censimento Generale della Popolazione e delle Abitazioni e dalla Banca d'Italia. È stata operata una scelta sulla contemporaneità dei dati dando priorità alle informazioni più recenti e aggiornate. Dopo aver effettuato un'attenta analisi delle correlazioni, il database si compone di 16 variabili (Tabella 1).

Dal punto di vista socio-demografico, sono stati considerati gli aspetti dinamici della popolazione e le caratteristiche relative alla struttura della famiglia, come ad esempio il numero di persone che la compongono. Inoltre, si è fatto riferimento al genere di persona che rappresenta la famiglia (maschile o femminile); è sembrato opportuno valutare se la famiglia vive in un'abitazione di proprietà e se la superficie occupata varia tra i 60 e i 100 mq. In aggiunta è stata considerata anche la variabile che descrive la disponibilità di acqua potabile. Ognuna di queste

variabili è stata calcolata rapportando il dato regionale a quello nazionale, cogliendone quindi la relativa percentuale.

Tabella 1 – Gli indicatori utilizzati.

Area socio-demografica	Area economica	Area finanziaria
Indice di dipendenza anziani	Reddito disponibile	Credito al consumo
Persona di riferimento della famiglia (maschio e femmina)	Tasso di disoccupazione (maschile e femminile)	Finanziamenti per cassa
Composizione della famiglia (2 componenti)	Tasso di attività (maschile e femminile)	Finanziamenti oltre il breve
Disponibilità di acqua potabile		Depositi in cc liberi
Superficie abitata (60-- 100) mq		Banche popolari
Abitazione di proprietà		Banche di Credito
		Cooperativo
		Tassi di interesse

Dal punto di vista economico, sono stati calcolati il tasso di disoccupazione (maschile e femminile), il tasso di attività (maschile e femminile), nonché la percentuale di reddito disponibile sul totale di quello nazionale.

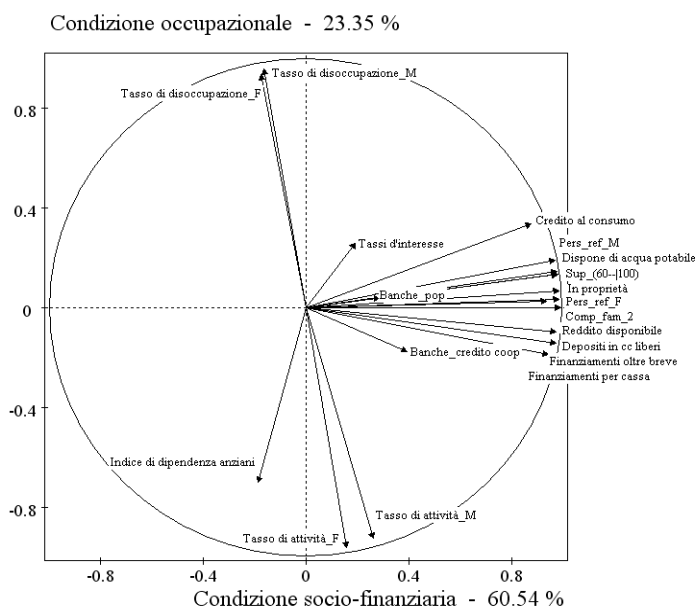
Per quanto riguarda gli indicatori finanziari, l'analisi prende in considerazione innanzitutto il livello di densità bancaria nelle regioni italiane, attraverso lo studio del numero di banche per categoria istituzionale (Banche di credito cooperativo e Banche popolari). Successivamente, sono state raccolte le informazioni relative all'attività d'intermediazione finanziaria, in particolare, sono stati presi in considerazione l'ammontare dei prestiti e dei depositi e il tasso di interesse sui prestiti.

4. L'analisi multivariata

4.1 L'Analisi in Componenti Principali

Il primo passo della ricerca è stato quello di sottoporre la matrice dei dati all'Analisi in Componenti Principali (ACP) in modo da evidenziare forme latenti di legame tra le variabili considerate (Benzécri, 1973). Valutando la matrice delle correlazioni sono stati presi in considerazione i primi tre fattori che nell'insieme spiegano il 90% della variabilità totale.

Il primo fattore, definito "Condizione socio-finanziaria", spiega il 60,54% della variabilità totale.

Figura 1 – Il cerchio delle correlazioni tra il primo e il secondo asse.

Gli indicatori presenti in tale asse sono relativi alla struttura della famiglia (Persona di riferimento Maschile; Persona di riferimento Femminile; Famiglia composta da 2 persone; Superficie occupata di (60--|100) mq.; disponibilità di acqua potabile; Abitazione di proprietà; Reddito disponibile), nonché alla componente finanziaria (Credito al consumo; Depositi in conto corrente liberi, Finanziamenti oltre il breve e per cassa). Il secondo fattore, definito “Condizione occupazionale”, spiega il 23,35% della variabilità complessiva. In questo asse si collocano il tasso di attività maschile e femminile; il tasso di disoccupazione maschile e femminile ed l’indice di dipendenza anziani. Infine, il terzo fattore, definito “Offerta bancaria”, spiega il restante 6,11% della traccia e si contraddistingue per la Percentuale di banche popolari, Percentuale di credito cooperativo e dai tassi di interesse.

4.2 La Cluster Analysis

L’ACP ha consentito di evidenziare la nuvola di punti relativa alla disposizione delle regioni italiane lungo gli assi principali d’inerzia. A partire, quindi, dalle coordinate fattoriali ottenute è stato possibile individuare dei cluster di regioni da intendersi come classi di equivalenza sotto determinati criteri. In realtà, si tratta di evidenziare dei gruppi che siano al loro interno omogenei, ma eterogenei tra loro in

merito alle caratteristiche considerate (Bolasco, 2004). Per determinare il numero ottimale dei gruppi finali è stata effettuata la lettura del dendrogramma che ha portato a selezionare un numero di gruppi pari a tre (Tabella 2), pervenendo a un guadagno nel rapporto di inerzia *inter/totale* da 0,59 a 0,60. Per ogni cluster è stato definito un profilo in base alle caratteristiche che accomunano le regioni in esso racchiuse (Figura 2).

Tabella 2 – *La distribuzione delle regioni italiane tramite clusterizzazione.*

Numero casi	GRUPPI		
	1° Cluster	2° Cluster	3° Cluster
1	Abruzzo	Basilicata	Emilia-Romagna
2	Friuli-Venezia Giulia	Calabria	Lazio
3	Liguria	Campania	Lombardia
4	Marche	Puglia	Piemonte
5	Molise	Sardegna	Toscana
6	Trentino-Alto Adige	Sicilia	Veneto
7	Umbria		
8	Valle d'Aosta		

Il primo cluster, definito “Regioni ad esclusione finanziaria bassa”, include il centro-ovest ed il nord Italia. Si rileva una buona copertura territoriale (percentuale di banche popolari: 12% contro 5%), una consistente raccolta bancaria (depositi famiglie: 12% contro 5%) e ingenti finanziamenti per cassa: 13,5% contro 5% ed oltre il breve: 12% contro il 5%. Le caratteristiche delle famiglie di queste regioni descrivono una condizione più che agevolata, difatti la percentuale di reddito disponibile è del 10,4% contro il 5% nazionale; la percentuale delle famiglie che vive in case di proprietà è del 9% contro il 5% nazionale, e la percentuale di famiglie che vive in abitazioni la cui superficie è tra i 60 ed i 100 mq è del 9,4% contro il 5% nazionale.

Il secondo cluster è definito “Regioni ad esclusione finanziaria limitata”, infatti l’accesso al credito (credito al consumo), seppur minimo è comunque garantito (1,5% contro il 4,6% nazionale), è anche minima la percentuale di banche popolari (0,7% contro circa il 5% nazionale), che comunque caratterizza il gruppo di regioni accumulate per tale peculiarità. Le regioni appartenenti a tale gruppo sono dislocate tra il centro-est ed il nord del paese. Tali regioni risultano inoltre simili per avere una percentuale di reddito disponibile al di sotto del dato nazionale (1,6% contro il 5% nazionale). In generale, si tratta di regioni in cui la famiglia vive discretamente vivendo in case di proprietà, con una superficie che varia tra i 60 ed i 100 mq., disponendo di servizi primari essenziali come l’acqua potabile.

Infine, il terzo ed ultimo gruppo, denominato “Regioni con esclusione finanziaria elevata” caratterizza prevalentemente il mezzogiorno, difatti si tratta di

tutte le regioni del sud Italia e le variabili presenti nel cluster sono legate al disagio occupazionale (tasso di disoccupazione maschile e femminile sopra la media nazionale, rispettivamente 10,8% e 15,4% contro il 6,1% maschile ed il 9,3% femminile nazionale).

Figura 2 – *La geografia dell'esclusione finanziaria in Italia.*



Le medesime regioni sono accumulate anche dall'indice di dipendenza anziani [rapporto della popolazione (65+) su popolazione (15-64)] che è pari al 27,2% contro il 31,6% nazionale, sottolineando come la popolazione sia prevalentemente giovane, ma disagiata dal punto di vista occupazionale. I tassi di attività maschile e femminile sono infatti sotto la media nazionale (rispettivamente 67,6% e 38,1% contro il 74,2 % e 52,4%).

5. Conclusioni

L'analisi multivariata ha messo in evidenza tre gruppi di regioni con particolari caratteristiche in termini di esclusione finanziaria. Specificamente, è stato possibile giungere a due importanti ordini di riflessioni.

Il primo riguarda la differente ripartizione geografica del fenomeno dell'esclusione finanziaria che conferma la persistenza di una situazione di arretratezza nelle regioni del Mezzogiorno. Il secondo ordine di riflessioni concerne la necessità di agire sia dal lato della domanda, attraverso un miglioramento delle condizioni socio-economiche della popolazione italiana, che dal lato dell'offerta mediante l'ampliamento dell'accesso ai servizi finanziari, una maggiore capillarizzazione delle istituzioni finanziarie in contesti rurali e aree

urbane disagiate, una semplificazione delle procedure di erogazione del credito e un adeguamento dei tassi di interesse.

Riferimenti bibliografici

- Benzécri, J. P., 1973. *L'Analyse des Données*. Tome I, Dunod: Paris.
- Bolasco, S. 2004. *Analisi Multidimensionale dei Dati. Metodi, strategie e criteri d'interpretazione*. Carocci: Roma.
- Caskey, J.P. 2000. *Reaching Out the Unbanked*, Working Paper No. 15, Center for Social Development, Washington University.
- Claessens, S. 2005. *Access to Financial Services: A Review of the Issues and Public Policy Objectives*, World Bank Policy Research Working Paper No. 3589, maggio.
- Kempson E. e Whyley C. 1999. *Understanding and Combating Financial Exclusion*, Insurance Trends, 21, pp. 18-22.
- Peachey, S. e Roe A. 2004. *Access to Finance, A Study for the World Savings Bank Institute*, Oxford Policy Management, ottobre.
- Pesaresi N. e O. Pilley 2003. *Retail Banking, Social Inclusion and Public Services*, Competition Policy Newsletter, No.1.

SUMMARY

This research intends to highlight how some factors, such as the characteristics of the families and some financial indicators can influence the financial exclusion, and present the financial exclusion trend in the Italian regions.

The study is realised through the Principal Component Analysis, to summarize the relationship between the different dimensions of the investigated phenomenon, and the Cluster Analysis to carry out typologies of clusters of Italian regions which are inside homogeneous but heterogeneous between them by the characteristics considered.

Angela COSCARELLI, Dottore di Ricerca in “Storia Economica, Demografia, Istituzioni e Società nei paesi mediterranei, Università della Calabria.

Domenica FEDERICO, Dottore di Ricerca in “Scienze bancarie e finanziarie”, Università della Calabria.

Antonella NOTTE, Dottore di Ricerca in “Scienze bancarie e finanziarie” Università della Calabria.

DIMENSIONI DI BENESSERE TRA LE FAMIGLIE ITALIANE. UN'ANALISI SUI DATI EU-SILC 2005

Maria Francesca Cracolici, Miranda Cuffaro, Francesca Giambona

1. Introduzione

Sin dagli anni '80 vi è stata una proliferazione di schemi analitici e misure di sintesi capaci di comprendere aspetti economici, sociali, ambientali e demografici delle condizioni di vita dei Paesi, spostando l'attenzione dal concetto di sviluppo di un Paese a quello di benessere delle popolazioni (Osberg e Sharpe, 2002).

In particolare, nella letteratura empirica a livello macro sono stati proposti alcuni indicatori quali lo *Human Development Index* (HDI) e il *Genuine Progress Index*. Nelle analisi micro, è prevalsa la tendenza a costruire indicatori che considerino una o più delle tre dimensioni componenti il benessere individuale: la dimensione materiale, la dimensione immateriale e quella emozionale. La prima dimensione è intesa quale "accesso alle risorse", la seconda denota alcuni aspetti della vita quali salute, istruzione, ambiente di lavoro e di vita quotidiana, mentre, l'ultima riguarda la percezione che l'individuo ha della sua condizione e della sua vita (Osberg e Sharpe, 2005).

Il presente lavoro, utilizzando le informazioni dell'indagine EU-SILC (European Statistics on Income and Living Conditions) del 2005 su 22.032 famiglie italiane, si pone come obiettivo l'analisi e la misura del *benessere multidimensionale*. Nel paragrafo 2 sono riportate le ipotesi teoriche, mentre nel paragrafo 3 è riportata l'analisi dei risultati e alcune considerazioni conclusive.

2. Ipotesi teoriche alla base della misura del benessere multidimensionale

Il reddito o il consumo rappresentano delle misure grossolane del benessere o della povertà, in quanto "*non sono in grado di descrivere ciò che la gente realmente ottiene con queste risorse*" (Chiappero Martinetti, 2000, pag. 207); inoltre, dal punto di vista della qualità, i dati sul reddito sono generalmente considerati poco attendibili in quanto affetti da errori sistematici di misura e soggetti a grosse fluttuazioni, come è il caso, in particolare, dei redditi da lavoro autonomo (Lemmi et al., 1997). Nella recente letteratura, sembra esserci, dunque,

larga condivisione sul fatto che il benessere (o la povertà) è un fenomeno multidimensionale. Secondo Townsend (1979), qualsiasi approccio che considera variabili non monetarie è già di per sé multidimensionale. Non così ampia condivisione vi è sulla misura del fenomeno, che è risolta in modi diversi a seconda che il benessere sia considerato un fenomeno latente o misurabile direttamente. Nel primo caso, viene seguito per esempio l'approccio dei modelli ad equazioni strutturali (Krishnakumar, 2008) o il più semplice modello fattoriale. Nel secondo caso, ci si può porre il problema di analizzare le differenti dimensioni separatamente o di sintetizzare tutta l'informazione in un unico indicatore; in particolare, in questo caso, occorre stabilire come pesare le differenti dimensioni. In letteratura sono stati seguiti sostanzialmente tre approcci: l'approccio dell'*Information Theory* (Maasouni e Lugo, 2008); l'approccio *Fuzzy set* (Betti et al., 2008) e l'approccio ordinale, che si basa sui criteri della *Lorenz-dominanza* (Atkinson, 1987).

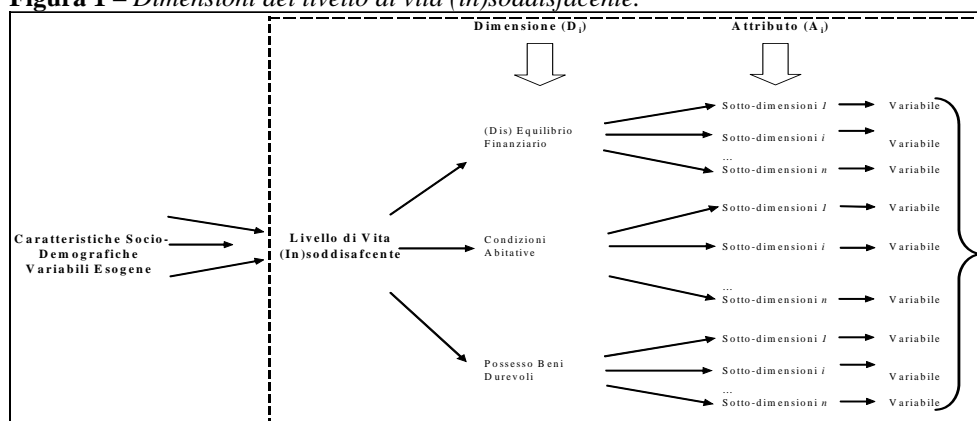
Relativamente alla nostra ipotesi teorica vogliamo precisare che il concetto di benessere è intrinsecamente connesso con la teoria micro dell'utilità e riguarda le condizioni di vita (*living standards*) delle persone; questa considerazione implica, in certo qual modo, che il benessere sia costituito almeno da due dimensioni, una meramente *materiale* o economica – misurata normalmente dal reddito o dal consumo – l'altra, di natura più ampia, *immateriale*, riguardante diversi aspetti della vita quotidiana di una persona o di una famiglia (accesso all'istruzione, servizi sanitari, stato di salute, ambiente di lavoro, condizioni abitative e ambientali, sicurezza nell'ambiente di lavoro). Le due dimensioni vanno considerate simultaneamente in un unico schema di analisi, ma come è stato già dimostrato empiricamente, non necessariamente esse si muovono nello stesso senso (Cuffaro et al., 2008).

Il nostro obiettivo, in questo lavoro, è quello di effettuare un'analisi del benessere delle famiglie italiane in senso *multidimensionale* cioè considerando tutti quegli aspetti relativi alle condizioni di vita quotidiana, che possono essere riassunti nelle tre specifiche dimensioni: (Dis)equilibrio finanziario ((D)EF) (difficoltà a pagare il mutuo, arretrati nelle bollette, difficoltà ad acquistare beni primari o voluttuari, etc.); condizioni abitative (AB) (caratteristiche dell'abitazione, titolo di godimento della casa, caratteristiche dell'ambiente circostante, etc.); possesso di beni durevoli (DUR) (di largo uso, quali lavatrice, televisione, telefono o di uso più contenuto, quali accesso ad internet, parabola, etc.). Dunque la valutazione del benessere delle famiglie può essere sintetizzato nella Fig. 1 secondo un approccio basato sulla *multy attribute utility theory* (Keeney e Raiffa, 1976).

Da un punto di vista metodologico vi è il problema di come aggregare fra loro gli attributi e/o le dimensioni; una possibilità potrebbe essere quella di aggregare

inizialmente gli attributi per dimensione al fine di trovare una misura sintetica per ciascuna dimensione (indice per dimensione) e successivamente aggregare le dimensioni al fine di ottenere un indice globale delle diverse dimensioni, quindi in definitiva l'indice di benessere complessivo.

Figura 1 – Dimensioni del livello di vita (in)soddisfacente.



Nel nostro caso, poiché non vogliamo collassare tutta l'informazione in una misura sintetica, abbiamo pensato di aggregare le diverse dimensioni, e quindi gli attributi, attraverso una funzione logistica; è stato, quindi, necessario scegliere una variabile dipendente che rappresenti, in qualche modo, il fenomeno che vogliamo misurare, cioè il benessere.

La scelta è caduta sulla variabile dicotomica: capacità di far fronte ad una spesa imprevista di euro 600. Questa variabile indica, secondo noi, l'esistenza di una certa capacità di spesa all'interno della famiglia tale per cui la stessa può soddisfare i bisogni essenziali, anche quelli non previsti, ancorché limitati, mantenendo così un "livello di vita" più o meno soddisfacente, a seconda che la probabilità di affrontare le spese impreviste sia più o meno elevata.

Nella nostra formulazione originaria, il modello prevede nella parte destra dell'equazione le tre ampie componenti del livello di benessere, (D)EF, AB, DUR, misurate secondo quelle variabili, prevalentemente categoriali, che ci vengono offerte dall'indagine; inoltre, vi sono le caratteristiche socio-demografiche delle famiglie (SD) ed, infine, alcune variabili di contesto (C), relative al contesto macro-economico, utili per controllare gli effetti sui comportamenti delle famiglie; infine è stata inserita una dummy territoriale (area) per verificare l'esistenza di una differenza di comportamenti tra le aree.

Il modello in definitiva è il seguente:

$$\text{Ln} \left[\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right] = \beta_0 + \beta_1 \text{area} + \Theta(D)EF + \Omega AB + \Lambda DUR + \Phi SD + \Psi C + \varepsilon \quad (1)$$

Il modello logit ci consente di stimare la probabilità dell'evento positivo (capacità di far fronte ad una spesa imprevista); avremo, quindi, la possibilità di classificare le famiglie a seconda che esse abbiano una probabilità, diciamo, apprezzabilmente elevata (superiore a 0.60), o una probabilità più bassa di 0.50.

Nel paragrafo successivo descriveremo i risultati di questa prima analisi che riguarda la situazione delle famiglie italiane nel 2005.

3. Risultati e conclusioni

Abbiamo stimato il modello (1) senza l'aggiunta, in questa prima fase, delle variabili di contesto (C). I risultati, in termini di odds ratio, sono raccolti nella Tab.A1 e riguardano le stime su tutte le famiglie; le stime effettuate sulle circoscrizioni Nord e Centro-Sud non vengono riportate per ragioni di spazio¹.

La diagnostica evidenzia una buona performance dei tre modelli in termini statistici, dimostrata dall'alta percentuale di famiglie correttamente classificate, rispettivamente l'83% per tutte le famiglie, l'85% per le famiglie del Nord e l'81% per quelle del Centro-Sud. Inoltre, quasi tutti i coefficienti hanno i segni attesi e sono significativi almeno al 5% di probabilità.

La conclusione più interessante riguarda il fatto che la componente (D)EF è quella con un peso maggiore sul livello di vita: ad esempio, vediamo che, in media, la famiglia che può permettersi una vacanza di 1 settimana una volta l'anno ha un odds ratio di 4.6 volte superiore a quella che non può permetterselo (baseline); o ancora, quelle che non hanno arretrati nelle bollette, rispetto a quelle che ce l'hanno, o quelle che possono affrontare il costo totale della casa, rispetto a quelle che non possono, hanno degli odds ratio rispettivamente di 1.9 e 2.1. Le altre due dimensioni AB e DUR hanno un peso minore sul livello di vita, sebbene si possa notare qualche eccezione. Per esempio, per quanto riguarda AB, le famiglie che hanno la possibilità di mantenere adeguatamente riscaldata la casa, rispetto a chi non ha questa possibilità, presentano un valore dell'odds ratio pari a 1.7; mentre per quanto riguarda DUR, le famiglie che hanno una connessione a Internet, rispetto a quelle che non ce l'hanno, presentano una probabilità di fronteggiare una

¹ Dopo vari tentativi l'aggregazione in queste due aree geografiche è quella che dà i migliori risultati in termini di stima.

spesa imprevista di gran lunga superiore (l'odds ratio è pari a 1.6). La dimensione finanziaria è, quindi, quella maggiormente rappresentativa di un livello di vita soddisfacente; e ciò sia al Nord che al Centro-Sud, ma in quest'ultima area i valori degli odds ratio sono più contenuti.

Per quanto riguarda le altre due dimensioni, AB e DUR, c'è da sottolineare che i valori degli odds ratio sono costantemente più elevati al Nord che al Centro-Sud.

Le variabili di controllo inserite nel modello sono, come già detto, relative alle caratteristiche socio-demografiche della famiglia: la condizione professionale (lavoratore dipendente, lavoratore autonomo, ritirato dal lavoro, altra condizione, disoccupato=baseline), il livello d'istruzione (media inferiore, media superiore, laurea, titoli post-laurea, licenza elementare=baseline), sesso (baseline=femmina), età (<35 anni=baseline, 36-50, 51-65, >65 anni).

Per quanto riguarda la condizione professionale, si evince che le famiglie dei lavoratori autonomi e dei pensionati presentano una probabilità di fronteggiare spese impreviste superiore a quella delle famiglie dei disoccupati e dei lavoratori dipendenti; questa è una caratteristica costante anche nelle due macro-aree considerate, addirittura al Centro-Sud il valore dell'odds ratio dei lavoratori autonomi è superiore a quello del Nord (rispettivamente 2.8 e 2.7).

Il miglior livello di vita delle famiglie dei lavoratori autonomi e dei pensionati è la conseguenza della redistribuzione del reddito avvenuta negli ultimi anni in Italia a loro favore, fatto, già, peraltro, verificato da Boeri e Brandolini (2004). Per quanto riguarda il livello d'istruzione, i risultati mostrano quanto i titoli di scuola media inferiore e superiore abbiano "perso" in termini di capacità ad "innalzare" il tenore di vita delle famiglie e quanto, invece, incidano significativamente la laurea e i titoli superiori alla laurea. Ciò è vero soprattutto in una realtà economicamente più sviluppata, quale quella del Nord; per tale area, infatti, le stime degli odds ratio sono più elevati e, rispettivamente, pari a 1.7 (laurea) e 2.7 (titoli post-laurea) contro i valori del Centro-Sud, pari a 1.3 e 2.0. Per quanto riguarda il sesso, le stime mostrano come i maschi abbiano una probabilità di far fronte a spese impreviste, maggiore di quella delle femmine e conseguentemente un livello di vita più soddisfacente. Infine, per quanto riguarda l'età, abbiamo accorpato le quattro categorie nelle seguenti: <35 anni, >35 anni, in quanto da una analisi preliminare risultava che i coefficienti delle due categorie intermedie erano non significativi.

Dalla Tab. A1 si vede che il coefficiente della variabile età ha un odds ratio pari a 1.2, indicando un miglioramento del livello di vita man mano che si passa dalle famiglie più giovani a quelle con una età più elevata e, presumibilmente, con una posizione lavorativa più consolidata.

Abbiamo sintetizzato l'informazione relativa alle due aree, costruendo dei "profili" familiari, rispetto alla condizione professionale, il livello di istruzione, l'età e il sesso (Fig. A1 e A2). L'andamento delle spezzate è sostanzialmente

uguale nelle due macro aree, ciò che cambia è il valore medio della probabilità di far fronte ad una spesa imprevista. In genere, i valori della probabilità sono sempre più alti nel Nord che nel Centro-Sud e lo scarto può essere, a volte, anche di 10 punti e questo, soprattutto, per i profili relativi alla condizione professionale, l'età e il sesso; per quanto riguarda il titolo di studio, vi è una maggiore omogeneità tra le due aree, nel senso che i valori delle probabilità non si discostano molto; pertanto, si può dire che la differenza tra il livello di benessere tra le aree non dipende tanto dal titolo di studio posseduto, quanto dalla condizione professionale, dal sesso (i maschi sono sempre privilegiati rispetto alle donne!) e dall'età (le fasce di età "privilegiate" sono quelle comprese tra 36-65 anni, periodo del ciclo di vita, in cui vi è una posizione occupazionale e reddituale consolidata). I profili per età mostrano, dunque, la tipica forma ad U rovesciata, per altro già verificata in altri studi (Ramos, 2008).

A questo punto volendo approfondire l'analisi, riteniamo di un certo interesse confrontare i risultati ottenuti, in termini di probabilità stimate, e il reddito disponibile equivalente. A tale scopo distinguiamo le famiglie in due grosse categorie: *a*) famiglie con un livello di vita soddisfacente (valore della probabilità stimata >0.60); *b*) famiglie con un livello di vita non soddisfacente (valore della probabilità stimata <0.50).

Dalla distribuzione di frequenza bivariata tra reddito equivalente disponibile e probabilità stimata col modello (1) emerge che oltre il 72% delle famiglie presenta un livello di vita soddisfacente; riguardo alle classi di reddito, c'è da dire che ben il 93.8% delle famiglie è concentrato nella seconda classe (reddito inferiore a quello medio di 16,577 euro) e nella terza classe (reddito compreso tra 16,577 e 33,000 euro). Le famiglie concentrate in queste due classi, che hanno un livello di vita soddisfacente ($p > 0.60$), sono in totale 14,623, cioè il 66% di tutte le famiglie. Inoltre, se poniamo attenzione alle famiglie della seconda classe di reddito, le più numerose del campione (13,529) e con un reddito al di sotto di quello medio, vediamo che solo un terzo circa di esse (31.1%) risulta con un livello di vita insoddisfacente, mentre ben il 61.15%, pur avendo un reddito basso, presenta un livello di vita soddisfacente ($p = 0.60$). Quest'ultimo risultato rimanda ad alcune analisi effettuate su dati spagnoli, secondo cui ci sono famiglie "povere di reddito e di benessere" e famiglie che, nonostante il reddito basso "...*manage to escape well-being poverty*..." (cfr. Ramos, 2008, pag. 167); famiglie, quindi, che rifiutano la loro condizione di "poveri di reddito" arrangiandosi in ogni modo per cercare di arrivare a fine mese dignitosamente. E' un risultato, comunque, su cui occorre riflettere ancora attraverso ulteriori analisi ricorrendo ad un'altra variabile dipendente. La variabile dipendente scelta fa riferimento, infatti, ad una domanda un pò troppo generica e le risposte degli intervistati possono essere state date in

modo frettoloso, a ragione proprio di questa eccessiva genericità nella formulazione.

Riferimenti bibliografici

- Atkinson A. B. e Bourguignon F. 1987. Income distribution and differences in needs in Feiwel G. R. (a cura di) *Arrow and foundations of the theory of economics policy*, Basingstoke: Macmillan.
- Betti et al., 2008 *The fuzzy set approach to multidimensional povertà: the case of Italy 1990s* in Kakwani N. and Silber J. (a cura di) *Quantitative Approaches to multidimensional Poverty Measurement*, Palgrave, McMillan.
- Boeri T., Brandolini A. 2004 *The Age of Discontent: Italian Households at the Beginning of the Decade*, *Giornale degli economisti e annali di economia*, 63 (3-4), 449-487.
- Chiappero Martinetti E. 2000. *A multidimensional assessment well-being based on Sen's functioning approach*, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 2, 207-239.
- Cuffaro M., Cracolici M. F. e Nijkamp P. 2008. *Measuring the performance of Italian regions on social and economic dimensions*, *Italian Journal of Regional Science*, 7, 27-47.
- Keeney R. e Raiffa H. 1976. *Decisions with Multiple Objectives*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Krishnakumar J. 2008. *Multidimensional measure of poverty and well-being based on latent variables models* in Kakwani N. and Silber J. (a cura di) *Quantitative Approaches to multidimensional Poverty Measurement*, Palgrave, McMillan.
- Lemmi A., Pannuzi N., Mazzoli B., Cheli B. e Betti G. 1997. *Misure di povertà multidimensionali e relative: il caso dell'Italia nella prima metà degli anni novanta*, *Scritti di Statistica Economica*, 3, 263-318.
- Maasoumi E. e Lugo A.M. 2008. *The information Basis of Multivariate Poverty Assessments*, in Kakwani N. and Silber J. (a cura di) *Quantitative Approaches to multidimensional Poverty Measurement*, Palgrave, McMillan
- Osberg L. e Sharpe A. 2005. *How should we measure the 'economic' aspects of well-being?* *Review of Income and Wealth*, 51(2), 311-336.
- Ramos X. 2008 *Efficiency analysis to measure individual well-being (with an illustration to Catalonia)*, in Kakwani N. and Silber J. (a cura di) *Quantitative Approaches to multidimensional Poverty Measurement*, Palgrave, McMillan.
- Townsend P. 1979. *Poverty in the United Kingdom*, Harmondsworth, Penguin Book.

Appendice A

Figura A1 – Condizione professionale, età, istruzione, sesso (Nord)

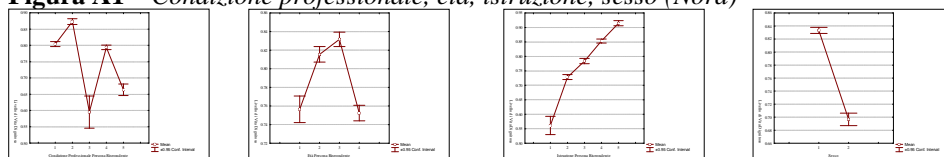


Figura A2 – Condizione professionale, età, istruzione, sesso (Centro-sud)

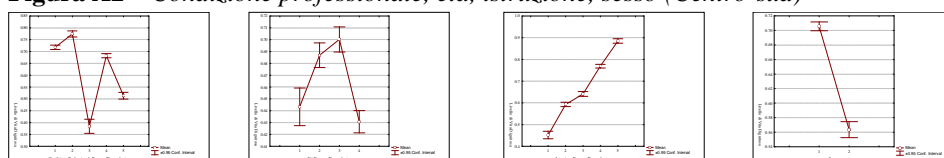


Tabella A1 – Stime del modello logit

Dimensione	Variabile	Odd Ratio	Std. Err.	P>z
AB	Numero di stanze disponibili	1.2117	0.0231	0.0000
	Possibilità di tenere riscaldata la casa	1.7332	0.1140	0.0000
	Costo totale per l'abitazione	0.9995	0.0000	0.0000
	Titolo di godimento dell'abitazione	1.0892	0.0272	0.0000
	Casa buia	1.1959	0.0807	0.0080
	Casa con problemi di umidità	1.2527	0.0615	0.0000
(D)EF	Arretrati nel pagamento di bollette	1.8966	0.1353	0.0000
	Incidenza costo abitazione sul bilancio familiare	2.0710	0.0877	0.0000
	Difficoltà a comprare cibo	0.9956	0.0937	0.9630
	Difficoltà a comprare vestiti	1.9135	0.1070	0.0000
	Difficoltà a pagare le spese per malattie	1.6922	0.1150	0.0000
	Difficoltà a pagare le spese per la scuola	1.1601	0.0439	0.0000
	Difficoltà a pagare le tasse	1.2197	0.0610	0.0000
	Possibilità di fare una settimana di vacanza all'anno	4.5952	0.2032	0.0000
	Possibilità di mangiare carne e pesce almeno due volte a settimana	1.6816	0.1335	0.0000
	Debiti per acquisto beni di consumo	1.3905	0.0748	0.0000
		Possesso automobile	1.5253	0.0864
DUR	Possesso telefono fisso	1.2549	0.0640	0.0000
	Possesso VHS	1.2541	0.0618	0.0000
	Accesso ad internet	1.6073	0.0897	0.0000
	Possesso di parabola	1.0951	0.0567	0.0790
SD	Condizione professionale			
	- lavoratore dipendente	1.8242	0.2139	0.0000
	- lavoratore autonomo	2.7873	0.3590	0.0000
	- pensionato	2.0014	0.2547	0.0000
	- altro	1.5765	0.2032	0.0000
	Livello di istruzione			
	- Media inferiore	1.0850	0.0837	0.2900
	- Media superiore	1.2227	0.1082	0.0230
- Laurea	1.3983	0.1277	0.0000	
- Titolo di studio superiore alla laurea	2.2058	0.2821	0.0000	
Sesso	1.2890	0.0617	0.0000	
Età	1.1902	0.0389	0.0000	
Area	Dummy territoriale	1.1044	0.0463	0.0180
	Pseudo R2	0.345		
	Famiglie correttamente classificate	0.8256		

SUMMARY

Using a logit model, the paper aims to analyse and measure living standards of Italian households by means of EU-SILC dataset for the year 2005. Three dimensions of living standards have been considered, i.e. financial (in)balance, housing conditions and the possession of durable goods. The results show the relevant dimension of living standards is the financial (in)balance one. Moreover, by a joint analysis of living standards and socio-demographic characteristics (i.e. sex, age, education and professional labour status) different household profiles have been depicted.

Maria Francesca CRACOLICI, Assegnista di Ricerca, Università di Palermo.

Miranda CUFFARO, Professore Ordinario di Statistica Economica, Università di Palermo.

Francesca GIAMBONA, Assegnista di Ricerca, Università di Palermo.

THE EFFECTS OF IMPUTED RENT ON INCOME, POVERTY AND INEQUALITY IN FOUR EUROPEAN COUNTRIES

Andrea Cutillo, Davide Di Laurea*

1. Introduction

The income position of individuals and households is determined by monetary earnings, but also influenced by non-monetary components and in-kind transfers. The inclusion of non-monetary earnings is recommended in international standards in order to improve the comparability of poverty and economic inequality of people living in different situations. In this paper we focus on a particular type of non-cash income, the imputed rent (IR). Following the European Commission Regulation n. 1980/2003, “the imputed rent refers to the value that should be imputed to all the households that do not pay full rent for their main residence, i.e. a market price rent, either because they are owner-occupiers or they live in accommodation rented at lower price than the market price, or because their accommodation is provided rent-free”. There is a large agreement about the importance of integrating this component into income measures (ILO, 2003; Canberra Group, 2001). We focus on the distributional impact of imputed rent in four European Countries: France, Italy, Spain and United Kingdom. Even if the attention on imputed rent has raised in the last years, little attention has been given to the international comparison (see, for instance, Frick *et al.* (2008)); in addition there is not yet a standardised calculation method, as suggested by the Canberra Group (2001) and by Smeeding and Weinberg (2001): “if net imputed rent is included in income, one must be careful that it is measured in a way that leads to greater international standardization instead of nation-specific measures of its value”. We use Eu-Silc (European Community Statistics on Income and Living Conditions) 2006 microdata: this survey is harmonized across Countries, and this enables us to homogeneously estimate imputed rent and compare the results.

2. Estimation methods

The IR must be included for all households that do not report paying full rent: those living in owned dwellings and households living in accommodation rented at a lower

* This note, though is the result of a close collaboration, was specifically elaborated as follows: par. 1, 2 and 4 by A. Cutillo; par. 3 and 5 by D. Di Laurea

price than the market one, or even provided for free. IR has to be estimated only for those dwellings used as main residence by the household. There are several ways to calculate IR at a microdata level by the use of sample surveys.

The *capital market approach* is based on an hypothetical alternative use of capital spent to own the dwelling. Operationally, it consists in estimating the current market value of the dwelling - as it were to be sold - and then applying a standard return rate to this value. The most relevant drawbacks are the determination of the value of the dwellings and the selection of the return rate; moreover, it is not applicable for households that do not own the dwellings they are living in.

The *rental equivalence value*, also called *opportunity cost method*, defines and calculates IR as the opportunity cost of renting a house at the market price. By referring to the rental market instead of the capital one, this method allows the estimation of IR for all the potential beneficiaries, such as owners and free tenants or tenants paying a lower price than the market one. This approach may be implemented in different ways. With the *self-assessment method*, owner-occupiers are asked to evaluate on their own the potential market rent of dwellings. Even if it is the easiest way to calculate IR, the main drawback consists in the subjective nature of the evaluation, that depends on the degree of knowledge of the rental market by the respondents. By using *stratification method*, instead, the dwellings are allocated in strata as homogenous as possible in respect of the characteristics of dwellings. The mean (or median) full rent paid for houses in a stratum is then considered as the IR for households with similar dwellings. Alternatively *the regression method* may be used. One may include information on the dwelling, as well as socio-economic characteristics of the household. Otherwise, it may be the case for an hedonic regression: according to Rosen (1974), paid rents are interpreted as equilibrium composite prices whose determination is function only of the dwelling characteristics, each evaluated in a perfect market. Regression coefficients represent the elasticities of the good prices to its characteristics.

3. The model

In this work we adhere to the hedonic approach. Socio-economic characteristics are taken into account to check and eventually correct for preventing biases due to a sample selection problem: this one might occur when the full market tenants are systematically different from the rest of the population, both in observable or unobservable characteristics. A popular method to cope with selection bias is the Heckman (1979) two steps procedure. We apply it separately for each subpopulation. This choice should prevent from considering owners, non-market tenants and free accommodation households as a unique and homogeneous set. In other words, the three groups for which IR has to be computed may differ from full rent tenants as well as from each other and we want to consider all of these potential distinctions. In our

contest, this procedure involves a set of probit models, one for each subgroup other than the tenants at market price: the tenant status is the dependent variable; we include conventional socio-economic characteristics as explanatory variables. The coefficients found for the inverse Mill's ratio are then included into the regression model for rents.

As for full rent tenants vs owners, here is the formalisation. Let R_w^* be the latent variable indicating the indirect utility of the full rent tenant condition:

$$R_w^* = \alpha_0 + \mathbf{\alpha}_{1m} \mathbf{Z}_{mw} + e_w, e_w \sim N(0,1) \quad (1)$$

where w is a generic household, \mathbf{Z}_w is a vector of explanatory variables and $\mathbf{\alpha}$ is a vector of parameters to be estimated and e_w is a random term. Since R^* is not observable, the dependent variable R takes value 1 (tenant at market prices condition) if $R^* \geq 0$ and takes value 0 (owning condition) if $R^* < 0$. The value of Y (paid rent) is observable only for those households for which $R^* \geq 0$. In such a way, the expected value of Y is the expectation of Y conditioned on it being observed ($R=1$). By the use of a probit model we can estimate the *inverse Mill's ratio*, that is actually the expectation of the structural residual depending on whether $R=1$ or 0:

$$\lambda_w = E(e_w | \mathbf{Z}_{mw}, R=1) = (\varphi(\alpha_0 + \mathbf{\alpha}_{1m} \mathbf{Z}_{mw}) / \Phi(\alpha_0 + \mathbf{\alpha}_{1m} \mathbf{Z}_{mw})) \quad (2)$$

$$\lambda_w = E(e_w | \mathbf{Z}_{mw}, R=0) = -(\varphi(-\alpha_0 - \mathbf{\alpha}_{1m} \mathbf{Z}_{mw}) / \Phi(-\alpha_0 - \mathbf{\alpha}_{1m} \mathbf{Z}_{mw})) \quad (3)$$

where φ is the normal density and Φ is the cumulative normal. The Heckman procedure requires that \mathbf{Z}_w should include variables that can be excluded from the regression. In the contest of hedonic prices, the rent of a dwelling is determined uniquely by its characteristics. If so, we can use characteristics of households to explain the living tenure status¹. The Inverse Mill's Ratio (λ) estimated from the probit, once included in the OLS regression, allows for taking into account the selection bias. The regression model for a household i paying a full rent is:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_{1k} \mathbf{X}_{ki} + \beta_2 T_i + \beta_3 \lambda_i + u_i \quad (4)$$

where Y is paid rent, \mathbf{X} is a vector of independent variables (location variables and characteristics of the dwelling), T is the length of occupancy (seniority) of the dwelling, λ is the inverse Mill's ratio and u is the error term.

We disentangle the variable T because quite often it happens that full rents may be different even for similar dwellings, depending on the year in which the lease contracts were concluded: the longer is the period of lease the lower is the rent, other things being equal (Eurostat, 2006). There are several reasons for this: landlords use to trust more in long-term tenants and consider future payments more reliable in these cases. Moreover, before offering a dwelling for rent, landlords normally invest some money in fitting it properly in order to suit the expectations of new demand, asking an adequate remuneration. Finally, it might result from changes in legal arrangements.

¹ The variables chosen as explicative for the probit estimates refer to household, household head and geographical area characteristics.

The influence on rental prices by the duration of the contracts is a matter-of-fact effect. Miron (1990) states that the time discount must be considered as a specific condition of the dwelling which may modify the price of dwelling services received by the household, and must be taken into account in imputing rents. Consequently, we include the length of occupancy in the regression model to take tenure discount into explicit account, to prevent an omitted variable problem. At the same time, we neutralize its effect when imputing rents. While the tenure is a basic control factor in the regression, it has to be excluded for predicting values as the opportunity cost is represented by the current value of the alternative.

The estimated coefficients β in (4) are then multiplied by the values of the explanatory variables observed for the household j belonging to the other sub-groups, in order to obtain their corresponding value of IR. IR estimates for the owner-occupiers (O) is calculated as:

$$y_{fig,j} = \exp(\beta_0 + \beta_{1k} X_{kj}^O + \beta_3 \lambda_j^O + \sigma^2/2) \quad (5)$$

where the term $\beta_2 * T_1$ disappears because T is settled to 0, in order to sterilize the effect due to the length of occupancy on the final estimates; the last term is the smearing estimator, where σ^2 is the estimated variance of the error term u : its inclusion prevents from the *retransformation bias* (Duan, 1983).

The data used are from the Eu-Silc project; it is an instrument aiming at collecting timely and comparable multidimensional micro data for indicators on income, social cohesion and social exclusion. This instrument is anchored in the European Statistical System.

4. Main results on overall income distribution and inequality indicators

Due to space restrictions, we do not present the results on the probit and OLS models². However, it is important to highlight that the selection bias seems to operate in every Country and for every subgroup, except for free tenants in IT and ES, supporting our decision to correct for such bias.

We can now measure the impact of introducing IR on income. In table 1 the average disposable incomes in the four Countries are presented, including and not including IR. Income is in the equivalent form, obtained through the OECD scale, at Purchasing Power Parities (PPP). If we use the average income with no IR for each Country as a baseline (column 3 of table 1) we notice increases with different magnitudes across Countries (column 6 of table 1): the greatest increase is registered for ES (+29,9%) and the smallest for IT (+19%), compared to around +23% for UK and FR.

² The results are available on request from the authors.

Table 1 – Average equivalent income at PPP not including and including imputed rent.

Country	Without imputed rent			With imputed rent		
	Income	Baseline= Without IR	Baseline= EU4	Income	Baseline= Without IR)	Baseline= EU4
EU4	17,291	100.0	100.0	21,243	122.9	100.0
ES	13,866	100.0	80.2	18,011	129.9	84.8
FR	17,103	100.0	98.9	21,099	123.4	99.3
IT	16,194	100.0	93.7	19,279	119.0	90.8
UK	20,421	100.0	118.1	25,025	122.5	117.8

By considering average income in the four European Countries (EU4) as a baseline, both including IR (column 4 of table 1) or not (column 7 of table 1), we can analyze the possible changes in purchasing power for the different Countries arising from the use of IR. ES presents the largest increase of the average equivalent income in respect of the average income without IR (80.2% vs 84.8%). To the opposite, the Italian relative position decreases in purchasing power (from 93.7% to 90.8%, -2.9 points), while FR and UK show a stable positioning (respectively around 99% and 118%). These results are to be integrated with the figures in table 2. Indeed, ES has the highest percentage of owner-occupiers households (81%), that is the subgroup with the highest level of figurative income coming from dwelling services; moreover, it presents an high level of average full rent at PPP, that is the base to estimate IR (column 3 of table 2). It is interesting the case of IT in respect of UK: while the two Countries have quite similar relative size of owner-occupiers and tenants at market rate, the percentage of free tenants is higher in IT compared to UK, and the opposite holds true for tenants at a reduced market rate; free tenants account for an higher increase of figurative income, because they have the amount of estimated rent totally added to the income, while the other group adds only the part exceeding the paid rents; furthermore, in UK it is extensively adopted the supply of public subsidies for renting, component of income that has to be removed. In such a case we would have expected an increase of the relative income in IT in respect of UK, but it happens the opposite. This is probably due to the fact that the dwelling services in UK are consistently higher than the ones produced in the Italian market, this fact due to the much higher value of the rent market in UK, even when evaluated at equivalent income at PPP.

Table 2 – Tenure status distribution and average rent at market price at PPP by Country.

Country	Tenure status			
	Dwelling owners	Tenants at market price and (average rent)	Tenants below the market price or in a subsidized market	Free tenants
IT	72.1	13.6 (363 €)	4.8	9.5
ES	81.0	8.7 (470 €)	2.5	7.8
FR	60.2	12.1 (440 €)	23.4	4.3
UK	72.0	13.2 (502 €)	13.6	1.2

We turn now to analyze the effects on overall poverty and inequality. In table 3 poverty indicators (at risk of poverty rate and median at risk of poverty gap) and concentration index (Gini index) are shown³. Taking the disposable income net of non-monetary components as a baseline case, the inclusion of IR causes a general reduction in inequality indexes. Regardless the percentage of households at risk of poverty, we can observe a decrease of this share by adding the figurative income, more marked for Spain. Italy becomes the Country with the highest incidence (16% of the households), similar to UK, while FR shows the lowest figures in both cases. Moreover, Italy is the unique Country where the intensity of poverty, measured by the median at risk of poverty gap, increases.

Table 3 also shows that inequality, measured through the Gini index, decreases when IR is computed in the household income. The highest decrease is in ES, while the lowest is in FR; nonetheless, FR is the Country with the least income concentration in both case, while UK, accordingly with literature on income distribution, remains the most unequal Country. Two are the general effects of IR on inequality measures. On one side, it enlarges the differences in income between market tenants and the other subgroups; on the opposite, since the distribution of IR is less dispersed than monetary income, it reduces the total inequality among the population: for many dwelling owners in the lowest tail of income distribution the house is the largest asset and the IR income is a larger proportion of the household income in respect of the households in the upper tail of the distribution (Istat, 2008; Abs, 2008). This result is in line with several studies on IR, such D'Ambrosio and Gigliarano (2007), Marical et al. (2006) and Frick and Grabka (2003).

The above results show the overall effects of IR. Decomposing the population, i.e. by tenure status or by the age of the dwelling responsible, there are relevant differences between the subgroups, with a general improvement of the relative position for

³ The results for income without including IR are about in line with the ones in the Eurostat website. Differences are due to the households dropped for missing variables of interest.

dwelling owners and old age people (owners' share is more relevant in this group); the opposite happens for tenants at market prices and young people.

Table 3 – *At risk of poverty rate, Median at risk of poverty gap and Gini index including and not including imputed rent by Country.*

Country	At risk of poverty rate		Median at risk of poverty gap		Gini index	
	Without IR	With IR	Without IR	With IR	Without IR	With IR
ES	20.9	15.3	24.4	22.5	32.2	27.6
FR	13.2	12.9	19.4	17.7	27.8	25.9
IT	19.3	16.0	21.6	22.2	32.1	28.9
UK	18.5	15.8	21.4	19.4	32.9	29.2

5. Conclusions

This paper focuses on the distributional impact of a particular type of non-cash income, the “imputed rent”, in four European Countries (France, Italy, Spain and United Kingdom) by the use of Eu-Silc data. Imputed rent refers to the value that should be imputed to all the households that do not pay full rent for their main residence. Our estimation is based on hedonic pricing method: the price of a marketed good, or the services it provides, is related only to its characteristics; moreover, we control for sample selection bias by the Heckman procedure. It is applied separately for each sub-group in order to prevent from considering owners, non-market tenants and free tenants as a unique and homogeneous set. Concerning the results, there is evidence of a sample selection problem.

Once included the imputed rent in disposable income, this one increases everywhere, but with relevant different intensities: the greatest increase is registered for Spain (+29,9%) and the smallest for Italy (+19%), compared to around +23% for United Kingdom and France. Analysing the effects on poverty, we can observe a general decrease for the indicators, more pronounced for Spain. Following the ranking provided by Gini indexes, UK and France remain respectively the most and the least unequal Countries. Two are the effects of IR on inequality measures. On one side, it enlarges the differences in income between market tenants and the other subgroups; on the opposite, since the distribution of IR is less dispersed than the one for monetary income, including IR reduces the total inequality among the population

References

- Australian Bureau of Statistics (ABS) 2008, *Experimental estimates of imputed rent*, available at <http://www.abs.gov.au/AUSSTATS/abs@.nsf/DetailsPage/6525.02003-04%20and%202005-06?OpenDocument>
- Canberra Group 2001. *Expert Group on Household Income Statistics, Final Report and Recommendations*. Ottawa.

- D'Ambrosio C, Gigliarano C. 2007. *The distributional impact of "imputed rent" in Italy*, AIM-AP project, serie Deliverable 1.1b., available at <http://www.iser.essex.ac.uk/research/euromod/aim-ap-project/deliverables-publications>
- Duan N. 1983. *Smearing estimate: a nonparametric retransformation method*. Journal of the American Statistical Association. Vol. 78: pagg. 605-610.
- Eurostat 2006. *HBS and EU-SILC imputed rent. Meeting of the Working Group on Living Condition (HBS, EU-SILC and IPSE)*. Doc. Eu-silc 162/06.
- Frick J.R., Grabka M.M. 2003. *Imputed rent and income inequality: A decomposition analysis for Great Britain, West Germany and the U.S.*, Review of Income and Wealth 49 (4), 513- 536.
- Frick J.R., Grabka M.M., Smeeding T., Tsakloglou P. 2008 *The distributional impact of imputed rents*, AIM-AP project, serie Deliverable 1.1 available at <http://www.iser.essex.ac.uk/research/euromod/aim-ap-project/deliverables-publications>
- Heckman J. 1979. *Selection bias as a specification error*, Econometrica, Vol. 47 n°1: pagg. 153-161.
- ILO 2003. *Resolution concerning household income and expenditure statistics*, 17th International Conference of Labour Statisticians.
- ISTAT 2008, *Distribuzione del reddito e condizioni di vita in Italia, Anni 2006-2007*, Statistiche in breve
- Marical F., Mira d'Ercole M., Vaalavuo M. and Verbist G. 2006, *Publicly-provided services and the distribution of resources*, OECD Social, Employment and Migration Working Papers no.4549 (4), 513-536.
- Miron J.R. (1990). *Security of tenure, costly tenants and rent regulation*, Urban studies, Vol. 27, n° 2: 167-184.
- Rosen S. 1974. *Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in perfect competition*, Journal of Political Economy, Vol. 82: 34-55.
- Smeeding T.M., Weinberg D.H. 2001: *Toward a Uniform Definition of Household Income*. Review of Income and Wealth, 47(1): 1-24.

SUMMARY

This paper focuses on the distributional impact of a particular type of non-cash income, the "imputed rent" in four European Countries (France, Italy, Spain and United Kingdom) by the use of Eu-Silc data. The estimation method rely on hedonic regression, corrected by the Heckman procedure to face the sample selection problem. Taking the disposable income net of non-monetary components as a baseline case, the inclusion of IR causes a general increase of disposable income and reduction in inequality indexes, more pronounced for Spain. Following the ranking provided by the Gini indexes, UK and France remain respectively the most and the least unequal Countries.

Andrea CUTILLO, Istituto Nazionale di Statistica, Condizioni e Qualità della Vita.
Davide DI LAUREA, Istituto Nazionale di Statistica, Condizioni Economiche delle Famiglie.

POPOLAZIONE MINORILE A RISCHIO DI POVERTÀ: CONFRONTI TRA PAESI EUROPEI

Andrea Cutillo, Daniela Lo Castro, Isabella Siciliani*

1. Introduzione

Questo lavoro analizza il possibile impatto dei trasferimenti sociali sulla riduzione del rischio di povertà delle famiglie con minori in diversi Paesi europei (i Paesi EU25 ad eccezione di Germania, Slovenia, Malta) tramite un modello gerarchico a effetti casuali basato sui microdati del sistema Eu-silc 2006 (*European Statistics on Income and Living Conditions*), integrato da informazioni a livello macro di fonte Eurostat. Eu-silc è un sistema di indagini svolte sotto l'egida di Eurostat che produce statistiche armonizzate sulla condizione economica e la qualità della vita dei cittadini europei.

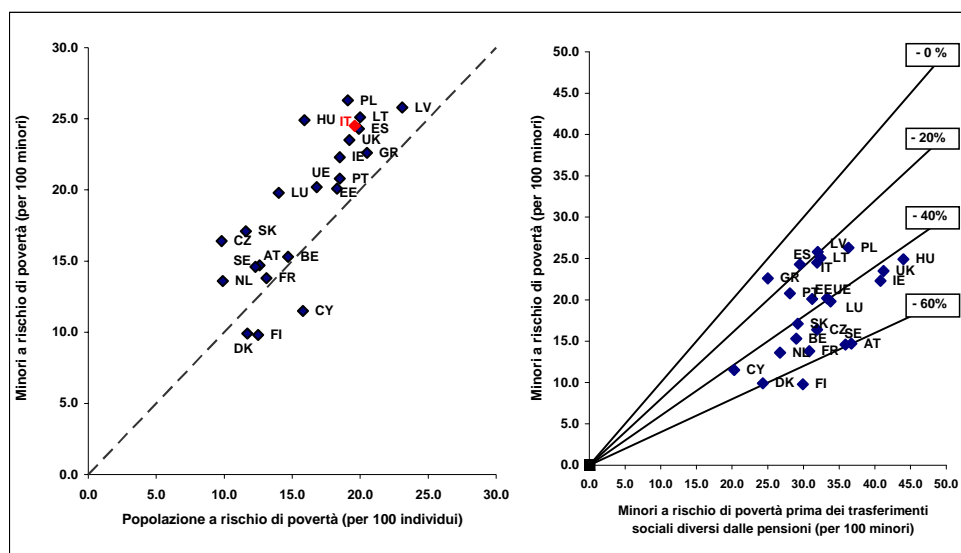
Oggetto di studio è quindi la probabilità di uscita dalla condizione di rischio di povertà (con soglia di povertà pari al 60 per cento della mediana del reddito equivalente sulla base della scala OCSE modificata) a seguito dell'integrazione del reddito con i trasferimenti sociali pubblici di tipo monetario. I trasferimenti sociali qui considerati comprendono esclusivamente gli assegni familiari, i sussidi di disoccupazione, le indennità di malattia e per disabilità, i sussidi per l'istruzione e per l'abitazione e gli assegni per altre forme di esclusione sociale. Sono quindi escluse le pensioni di anzianità, vecchiaia e reversibilità.

Dalle risultanze dell'indagine Eu-Silc del 2006, le famiglie con minori vivono generalmente in condizioni di maggiore disagio economico rispetto al resto della popolazione. Solamente in Danimarca, Finlandia e Cipro si osservano percentuali inferiori di minori a rischio di povertà rispetto a tutta la popolazione (parte sinistra della Figura 1). Indipendentemente dalla maggiore o minore difficoltà economica dei minori relativamente alla collettività in cui vivono, la diffusione della povertà tra i minori va da livelli inferiori al 10 per cento nei Paesi Scandinavi (Finlandia e Danimarca) ad eccezione della Svezia (14,6 per cento) a valori superiori al 25 per cento in Lituania, Lettonia e Polonia. Il nostro Paese, insieme con Spagna, Regno Unito ed Ungheria, ha valori di poco inferiori al 25 per cento.

*Sebbene il lavoro sia frutto delle riflessioni comuni degli autori, i paragrafi 1 e 4 sono da attribuire a I. Siciliani, il paragrafo 2 a D. Lo Castro e il paragrafo 3 a A. Cutillo.

La diversa incidenza dei minori esposti a situazioni di povertà è anche l'esito di politiche sociali ed economiche differenziate tra i Paesi. Nei Paesi scandinavi si verifica la maggiore riduzione dell'incidenza di povertà dei minori a seguito dei trasferimenti sociali, di oltre la metà in Finlandia (dal 29,9 al 9,8 per cento), Danimarca (dal 24,3 al 9,9 per cento) e Svezia (dal 35,9 al 14,6 per cento), oltre che in Austria e Francia. L'Italia si colloca tra i Paesi all'estremo opposto, dove tali trasferimenti riducono l'incidenza del rischio di povertà per meno di un terzo (dal 31,9 al 24,5 per cento). Ancora inferiore l'effetto in Grecia (dal 25 al 22,6 per cento), Spagna (dal 29,5 al 24,3 per cento) e Lettonia (dal 32 al 25,8 per cento).

Figura 1 – Popolazione e minori a rischio di povertà ed effetto dei trasferimenti sociali per Paese - Anno 2005.



Fonte: Eu-sile 2006

2. Il modello e le variabili

I modelli multilivello permettono di considerare la struttura gerarchica dei dati oggetto di studio, con le unità oggetto di analisi, di primo livello, implicitamente raggruppate in unità di secondo livello. Si integrano quindi le dimensioni micro e macro, evidenziando le relazioni esistenti tra la famiglia e il contesto territoriale in cui vive. Il parametro di interesse che si vuole modellare è la probabilità di uscita dal rischio di povertà, ovvero $P_{ij} = \Pr(Y_{ij}=1)$, dove Y_{ij} è pari a 1 se la famiglia i con minori del Paese j , povera prima dei trasferimenti, non lo è più quando al reddito si aggiungono i trasferimenti e 0 altrimenti, ed è funzione sia di caratteristiche

familiari che del Paese di appartenenza. Il collettivo di analisi è quindi costituito dalle sole famiglie con minori esposte al rischio di povertà pre-trasferimenti.

Il modello gerarchico di regressione logistica a due livelli, ad intercetta e pendenze casuali, può essere scritto nel seguente modo (Anderson, Aitkin, 1985; Gelman, Hill, 2007; Goldstein, 1995; Hox, 1995; Snijders, Bosker, 1999):

$$P_{ij} = \text{logit}^{-1}(\eta_{ij}) = \text{logit}^{-1}(\beta_0 + u_{0j} + \beta_k \mathbf{K}_{ij} + \mathbf{u}_{wj} \mathbf{W}_{ij} + \beta_r \mathbf{R}_j) \quad (1)$$

dove il vettore di variabili \mathbf{K}_{ij} rappresenta le esplicative di primo livello (con $\mathbf{W} \subseteq \mathbf{K}$), il vettore \mathbf{R}_j quelle di secondo; i parametri β sono i relativi coefficienti, e rappresentano gli effetti fissi del modello, costanti tra i Paesi; u_{0j} e \mathbf{u}_{wj} sono una caratteristica distintiva dei modelli gerarchici, e rappresentano i residui di secondo livello (effetti casuali) associati all'intercetta e alle pendenze delle variabili esplicative; essendo liberi di variare tra i gruppi, rappresentano gli effetti dovuti al Paese di appartenenza. Tali effetti si ipotizzano $\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}, \Sigma)$, dove Σ è la matrice di varianze e covarianze dei residui di secondo livello.

La variabile esplicativa di primo livello di maggiore interesse per questo lavoro è costituita dall'ammontare dei trasferimenti sociali pubblici ricevuti: per renderli comparabili tra i diversi Paesi, il valore è espresso in percentuale delle diverse linee di povertà, assunte quali grandezze indicative dello standard di vita presente nel Paese. Per questa variabile si considera anche l'unica pendenza casuale, che, insieme all'entità complessiva dei trasferimenti, fornisce indicazioni sull'efficacia delle politiche dei singoli Paesi rispetto all'uscita dalla povertà.

Le altre esplicative di primo livello sono la tipologia familiare, l'età e l'istruzione del principale percettore di reddito, il numero di percettori, l'intensità lavorativa della famiglia (definita come numero di mesi lavorati nell'ultimo anno su quelli complessivi per i componenti di 15-64 anni), la fonte principale di reddito e la presenza di stranieri in famiglia. Relativamente alla fonte di reddito, si ipotizza che i lavoratori autonomi accedano più difficilmente ai trasferimenti per il rischio di essere sottoposti a controlli fiscali al momento della richiesta di sussidi legati a situazioni reddituali disagiate. Si ipotizza, inoltre, che nelle famiglie a bassa istruzione e con stranieri vi sia una minore conoscenza delle opportunità offerte dallo stato sociale e delle procedure amministrative per accedere ai sussidi. Quanto detto evidenzia una più generale questione di autoselezione: solo alcuni dei potenziali beneficiari chiedono i trasferimenti.

La percentuale di famiglie a rischio di povertà e il gap mediano di povertà, quale indicatore dell'intensità della povertà, misurate nella situazione pre-trasferimenti, sono inserite come variabili di secondo livello: l'ipotesi è che dove maggiore è la platea di famiglie esposte al rischio, più alta sarà la dispersione della spesa pubblica, e dove maggiore è l'intensità, più alti devono essere i trasferimenti, risultando in entrambi i casi una minore probabilità di uscita. Le altre variabili di

secondo livello sono quelle oggetto di decisioni politiche. Abbiamo inserito la quota di PIL destinata alla spesa sociale con funzione diversa dalla vecchiaia (diretta o indiretta): l'ipotesi, ovviamente, è che dove questa sia maggiore sia più facile uscire dal rischio di povertà. Si sono inoltre utilizzate due informazioni sulla distribuzione degli importi erogati, cioè la percentuale di famiglie che ricevono trasferimenti sociali (sul totale delle famiglie, indipendentemente dalla loro condizione iniziale) e la deviazione standard dei trasferimenti ricevuti dalle famiglie a rischio di povertà pre-trasferimenti; la prima può cogliere l'effetto di politiche diverse, con trasferimenti più o meno estesi sulla popolazione; la seconda quanto la variabilità nei trasferimenti erogati alle famiglie a rischio di povertà possa influire sull'uscita.

3. I risultati

In Tabella 1 sono presenti i risultati del modello multilivello. Le coppie con tre o più figli presentano minore probabilità di uscita dal rischio di povertà. Più è alta l'intensità lavorativa della famiglia e maggiore il numero di percettori in famiglia, maggiori sono le probabilità di uscita: queste famiglie, anche se esposte a rischio di povertà pre-trasferimenti, presentano generalmente condizioni meno critiche delle altre; inoltre, è probabile che molti degli importi ricevuti siano funzione della propria condizione di occupati. Viene confermata per le famiglie con reddito prevalentemente autonomo una minore probabilità di uscita rispetto a quelle con fonte principale da lavoro dipendente. I risultati del modello supportano anche l'idea che le famiglie con stranieri e quelle con basso titolo di studio del *breadwinner* abbiano una più bassa probabilità di uscita, proprio per una probabile minore conoscenza delle possibilità di accesso al sussidio. L'esplicativa di maggiore interesse, l'entità dei trasferimenti ricevuti, presenta, in termini statisticamente significativi, il logico effetto positivo atteso: torneremo successivamente sugli effetti casuali di Paese relativi a questa variabile. Occorre però evidenziare che potrebbero esistere eventuali problemi di endogeneità relativi a questa variabile: ferme restando le diverse impostazioni normative, l'ammontare dei trasferimenti potrebbe infatti non essere indipendente dalla situazione di povertà nei diversi Paesi. Questo aspetto, pur tenuto in parte sotto controllo dal fatto che i trasferimenti sono espressi in percentuale delle diverse linee di povertà e dall'utilizzo di informazioni di secondo livello che tengono conto dei diversi contesti di riferimento, andrà certamente approfondito in un'estensione successiva.

Tra le variabili di secondo livello, la percentuale di PIL destinata ai trasferimenti alle famiglie e la percentuale di famiglie a rischio di povertà pre-trasferimenti presentano i segni, positivo e negativo, attesi, mentre l'intensità di

povertà e la percentuale complessiva di famiglie con sussidi non hanno un effetto statisticamente significativo.

Tabella 1 – Modello multilevel sulla probabilità di uscita dalla povertà per i trasferimenti.

Effetti Fissi	Coef.	Std.Error	Stat.Z	Pr(> Z)	
Intercetta	-1.9265	0.5030	-3.83	0.0001	***
Tipologia familiare (Rif=Coppia con due figli)					
<i>Famiglia monogenitore</i>	0.0725	0.0715	1.02	0.3100	
<i>Coppia con un figlio</i>	0.0042	0.0642	0.07	0.9476	
<i>Coppia con tre o più figli</i>	-0.2130	0.0652	-3.27	0.0011	**
<i>Altre famiglie con minori</i>	0.1318	0.0807	1.63	0.1025	
Intensità lavorativa (Rif=Work intensity pari a 1)					
<i>Work intensity=0</i>	-1.7518	0.0899	-19.48	< 2e-16	***
<i>Work intensity in (0; 0.5]</i>	-1.1018	0.0860	-12.82	< 2e-16	***
<i>Work intensity in (0.5; 1)</i>	-0.0779	0.0609	-1.28	0.2006	
Fonte principale di reddito (Rif=Lavoro dipendente)					
<i>Lavoro autonomo</i>	-0.9286	0.0798	-11.64	< 2e-16	***
<i>Altra fonte</i>	-2.8537	0.0784	-36.41	< 2e-16	***
Numero di percettori	0.5274	0.0330	15.97	< 2e-16	***
Famiglia con stranieri	-0.2667	0.0769	-3.47	0.0005	***
Istruzione del <i>breadwinner</i> (Rif=Isced fino 2)					
<i>Isced 3 e 4</i>	0.2878	0.0485	5.93	2.99e-09	***
<i>Isced 5 e 6</i>	0.3794	0.0719	5.28	1.32e-07	***
Età <i>breadwinner</i>	0.0143	0.0023	6.09	1.10e-09	***
Trasferimenti	0.0762	0.0029	26.22	< 2e-16	***
Deviazione Standard trasferimenti	-0.0035	0.0046	-0.77	0.4415	
Spesa sociale su Pil	0.0347	0.0203	1.71	0.0876	•
Percentuale famiglie con trasferimenti	0.0058	0.0053	1.09	0.2744	
Intensità di povertà pre-trasferimenti	-0.0008	0.0111	-0.08	0.9400	
A rischio di povertà pre-trasferimenti	-0.0659	0.0211	-3.13	0.0018	**
Effetti Casuali	Varianza	Std.Dev.	Corr.		
Intercetta	0.1230	0.3508			
Trasferimenti	0.0001	0.0104	-0.836		
Statistiche	AIC	BIC	logVerosim	devianza	
	14443	14627	-7197	14395	

Num osservazioni: 16091; Num. gruppi: 22; Significatività a livello: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '•' 0.1

Per valutare l'effetto delle diverse politiche, e poiché in questo lavoro siamo interessati a distinguere le variabili di contesto oggetto di politiche economiche dalle altre il valore di η_{ij} della (2) è stato stimato a livello di Paese (Stima(η_j)) e decomposto isolando le variabili oggetto di decisioni in termini quantitativi (trasferimenti (T) e spesa sociale (S)) e le variabili oggetto di decisioni in termini distributivi (deviazione standard dei trasferimenti (D) e quota di famiglie con trasferimenti (P)):

$$\text{Stima}(\eta_j) = F_j + (u_{0j} + Q_j + E_j) \quad (2)$$

$$\text{con } F_j = \beta_0 + \beta_x X_j + \beta_z Z_j + \beta_t T_m + \beta_s S_m + \beta_d D_m + \beta_p P_m, \quad (3)$$

$$Q_j = \beta_t (T_j - T_m) + \beta_s (S_j - S_m) + u_{ij} T_j, \quad (4)$$

$$\text{e } E_j = \beta_d (D_j - D_m) + \beta_p (P_j - P_m) \quad (5)$$

dove le variabili con pedice j sono espresse come media di Paese e quelle con pedice m sono espresse come media dei Paesi europei complessivamente considerati. \mathbf{X} ($\mathbf{X} \subset \mathbf{K}$) e \mathbf{Z} ($\mathbf{Z} \subset \mathbf{R}$) sono i vettori delle restanti variabili di primo e secondo livello. F_j indica quindi un effetto Base, cioè cosa accadrebbe senza considerare effetti casuali e se tutti i Paesi attuassero la medesima politica. Q_j e E_j indicano invece l'effetto aggiuntivo delle diverse politiche dei Paesi in termini quantitativi e distributivi. La somma di queste due quantità più l'effetto di intercetta casuale (u_{0j}) fornisce l'effetto Paese complessivo.

I Paesi con effetto maggiormente positivo sull'abbandono del rischio di povertà a seguito dei trasferimenti (quarta colonna della tabella 2) sono quelli Nordici (Danimarca, Finlandia e Svezia) ed Occidentali (Irlanda, Regno Unito, Belgio e Francia). Viceversa, i Paesi con risultati più scarsi sono i Paesi Mediterranei (Grecia, Spagna, Italia, Portogallo e Cipro) e quelli Baltici (Lettonia, Lituania e Estonia). Osservando le colonne relative all'effetto Quantità (Q_j) e Distribuzione (E_j), si osserva subito come il primo sia assolutamente preponderante, lasciando al secondo un ruolo marginale. I Paesi con effetto Quantità più elevato in termini positivi sono la Danimarca, seguita da Irlanda, Regno Unito e Svezia. All'estremo opposto si trovano invece Grecia, Spagna, Lettonia, Cipro e Italia. Infine, gli u_{0j} incorporano le diverse politiche distributive in termini di famiglie beneficiarie e la diversa composizione delle esplicative all'interno dei Paesi. Essendo data questa composizione, i Paesi con intercetta casuale più negativa (Grecia, Lituania, Portogallo e Italia) dovrebbero variare qualcosa nei requisiti di accesso.

In tabella 2 è anche presentato l'effetto casuale u_{ij} sulla pendenza dei trasferimenti alle famiglie. Questo, essendo lo scarto di Paese rispetto all'effetto fisso, può essere interpretato come una sorta di efficacia rispetto all'uscita dal rischio di povertà per ogni trasferimento aggiuntivo. E' chiaramente un concetto diverso dall'efficacia complessiva, che incorpora anche l'effettivo livello di spesa. Dal modello, i Paesi a maggiore efficacia sono generalmente quelli con un peggiore effetto Quantità, cioè l'Italia seguita da Lituania, Spagna, Grecia e Lettonia. I Paesi a minore efficacia sono invece alcuni tra quelli con effetto Quantità maggiormente positivo (Belgio, Francia, Irlanda, Regno Unito e Danimarca). Questo fatto è probabilmente dovuto ad un'utilità marginale generalmente decrescente per ogni trasferimento aggiuntivo. Il modello, inoltre, non considera la distanza iniziale dalla linea di povertà: se si trasferissero tutte le risorse alla coda più bassa delle famiglie a rischio di povertà, ad esempio, la politica governativa non sarebbe efficace rispetto all'uscita dalla condizione di povertà quanto piuttosto rispetto alla riduzione dell'intensità di povertà.

Trasferendo tutte le risorse disponibili alle famiglie a ridosso della soglia di povertà, la politica economica risulterebbe invece estremamente efficace rispetto all'uscita dalla povertà. Si ritiene utile approfondire questo aspetto in successivi sviluppi del lavoro, dove si potrà considerare anche la già citata probabile natura endogena dei trasferimenti.

Tabella 2 – Effetti Base, Paese, Intercetta, Quantità e Distribuzione e Pendenza casuale.

PAESE	Probabilità stimata	Effetto Base	Effetto Paese	Di cui			U _t
				U ₀	Effetto Quantità	Effetto Distribuzione	
AT	61.8	-0.300	0.780	0.317	0.397	0.066	-0.004
BE	50.2	-1.345	1.351	0.670	0.602	0.079	-0.015
CY	43.0	0.760	-1.043	-0.080	-1.237	0.274	0.002
CZ	49.3	-0.256	0.229	0.109	0.030	0.089	-0.005
DK	78.3	-0.770	2.051	0.173	1.666	0.211	-0.009
EE	24.9	-0.219	-0.884	0.059	-1.061	0.118	-0.002
ES	14.1	-0.032	-1.771	-0.134	-1.525	-0.112	0.010
FI	73.8	-0.472	1.509	0.275	1.045	0.189	-0.007
FR	61.8	-0.528	1.010	0.275	0.766	-0.031	-0.012
GR	7.9	0.061	-2.511	-0.548	-1.905	-0.058	0.009
HU	40.4	-0.834	0.444	-0.001	0.333	0.112	-0.005
IE	53.5	-1.976	2.116	0.381	1.493	0.241	-0.010
IT	21.2	0.140	-1.453	-0.300	-1.174	0.021	0.022
LT	17.7	-0.266	-1.268	-0.418	-0.885	0.034	0.011
LU	47.0	0.361	-0.482	-0.024	-0.591	0.133	-0.001
LV	12.3	-0.614	-1.347	-0.182	-1.269	0.104	0.007
NL	49.7	-0.495	0.484	-0.065	0.427	0.122	0.007
PL	18.9	-0.630	-0.825	-0.137	-0.692	0.004	0.006
PT	21.2	-0.263	-1.051	-0.354	-0.742	0.045	0.005
SE	68.7	-0.506	1.293	-0.170	1.295	0.168	-0.001
SK	41.5	0.426	-0.770	-0.004	-0.873	0.107	-0.002
UK	46.3	-1.616	1.466	0.251	1.313	-0.098	-0.009

4. Conclusioni

Il tentativo di questo lavoro è stato lo studio del possibile impatto delle politiche di diversi Paesi europei, in termini di trasferimenti sociali, sulla riduzione del rischio di povertà delle famiglie con minori. Tramite i risultati ottenuti dal modello gerarchico a effetti casuali basato sui microdati del sistema Eu-silc 2006, si è ottenuto un effetto complessivo dovuto al Paese di appartenenza, isolandone una parte dovuta alle diverse politiche in termini quantitativi ed una parte dovuta alle diverse politiche in termini distributivi. I Paesi con effetto maggiormente positivo sull'uscita dal rischio di povertà a seguito dei trasferimenti sono i Paesi Nordici e Occidentali. I Paesi con effetti più limitati e inferiori alla media sono quelli Mediterranei e Baltici. Inoltre, l'effetto in termini quantitativi risulta predominante rispetto all'effetto in termini distributivi. Complessivamente, le indicazioni

provenienti dal modello, ai fini di eventuali interventi di politica economica, appaiono piuttosto ragionevoli: i Paesi con effetto Quantità negativo dovrebbero incrementare la spesa sociale e i trasferimenti alle famiglie. Relativamente all'effetto Distribuzione, seppur residuale, emerge invece che nei Paesi dove è maggiore la platea dei beneficiari di trasferimenti governativi c'è maggiore probabilità di uscita.

Riferimenti bibliografici

- Anderson D.A. e Aitkin M. 1985. *Variance component models with binary response: interviewer variability*. Journal of Royal Statistical Society Series B, vol. 47, pp 203-210.
- Gelman A. e Hill J. 2007. *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge University Press.
- Goldstein H. 1995. *Multilevel Statistical Models*. Edward Arnold, London.
- Hox J.J. 1995. *Applied multilevel analysis*. TT-Publikaties, Amsterdam.
- Joe H. 2008. *Accuracy of Laplace approximation for discrete response mixed models*. Computational Statistics & Data Analysis, vol. 52 (issue 12), pp 5066-5074. Elsevier Science Publishers B. V., Amsterdam, The Netherlands.
- R Development Core Team. 2005. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Snijders T. e Bosker R. 1999. *An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Sage, London.

SUMMARY

This paper analyses the impact of some European countries' policies in terms of monetary social transfers on the reduction of poverty risk in households with minors. Using micro data collected in Eu-silc 2006 (*European Statistics on Income and Living Conditions*), we employ a two-level logistic regression model.

It turns out an overall country effect, which could be splitted into two partitions: one due to different policies relative to quantitative aspects (Quantity), the other to distributive ones (Distribution). European countries with a greater positive effect on the exit from the poverty risk after transfers are the Nordic and the Western ones; Mediterranean and Baltic ones have the opposite effect. Moreover, the Quantity effect is larger than the Distribution one.

Generally speaking, the model stresses out that countries with a negative Quantity effect should increase social expenditure and transfers to households; concerning the Distribution effect, although residual, in countries with the highest beneficiaries' shares of social transfers there is a higher probability of exit.

Andrea CUTILLO, ISTAT, Condizioni e Qualità della Vita.

Daniela LO CASTRO, ISTAT, Condizioni Economiche delle Famiglie.

Isabella SICILIANI, ISTAT, Condizioni Economiche delle Famiglie.

DISPARITÀ TERRITORIALI NELLA MISURA DEL BENESSERE ECONOMICO. UN'APPLICAZIONE DELL'ESDA AI SISTEMI LOCALI DEL LAVORO ITALIANI*

Maria Davì, Isidora Barbaccia

1. Introduzione

La misura delle disuguaglianze esistenti tra le diverse aree di un sistema economico ha formato l'oggetto di numerose ricerche. Le problematiche connesse alle possibilità di valutazione delle disuguaglianze mutano in relazione all'ambito geografico di riferimento e, specialmente nei confronti internazionali, l'impiego di strutture analitiche indifferenziate ha suscitato notevoli perplessità presso alcuni studiosi (Atkinson e Brandolini, 2009) propensi a credere "che vi siano buone ragioni per ripensare i fondamenti della misurazione della disuguaglianza", specialmente in relazione ai diversi livelli in cui si possono condurre le analisi, a motivo, principalmente, del fatto che "le differenze di reddito a livello mondiale sono assai più ampie che all'interno di un singolo paese". La nostra analisi si è basata sul PIL per abitante, anche in dipendenza dei dati disponibili al livello geografico da noi considerato. Abbiamo, infatti, scelto di condurre la nostra ricerca con riferimento ai Sistemi Locali del Lavoro italiani nella prospettiva di evidenziare in modo più idoneo il risultato di eventuali fenomeni di autocorrelazione spaziale nella valutazione del benessere economico di un'area.

2. Letteratura di riferimento

In letteratura, la misura del differente livello di sviluppo tra le aree è stata effettuata in prevalenza con l'impiego del PIL pro capite o della produttività del lavoro o di quella globale (Aiello e Scoppa, 2000) mentre solo in pochi casi sono state utilizzate le distribuzioni dei redditi delle diverse aree al fine di valutare la disuguaglianza tra le stesse (Bishop et al., 1994 e Dewhurst, 1998). D'altro canto, l'impiego di indicatori basati essenzialmente sulla ricchezza prodotta ha suscitato

* L'articolo è frutto di un lavoro comune, comunque i paragrafi 1, 2 e 3 possono essere attribuiti a M. Davì mentre i paragrafi 4 e 5 possono essere attribuiti a I. Barbaccia.

critiche frequenti, specialmente riguardo all'uso del PIL pro capite, considerato "non idoneo a misurare il livello e le variazioni del benessere economico di una collettività" (Giannone, 1997) essendo la sua validità limitata alla misura della "performance dell'economia di mercato" (Cheli, 2000).

Tra gli indicatori alternativi al PIL pro capite si possono annoverare i ben noti MEW di Nordhaus e Tobin e l'ISEW di Daly e Cobb costruiti sulla base dei consumi privati riclassificati. Esiste un ampio ventaglio di possibili misure del benessere economico basate su variabili non direttamente collegate all'offerta, come i consumi privati ponderati con un indice di disuguaglianza (Cheli, 2000). Più recente, e più comprensivo in termini della varietà di aspetti del benessere che vengono considerati in un indicatore, è l'IEWB (*Index of Economic Well-Being*) che nell'opinione dei fautori (Osberg e Sharpe, 2005) "fornisce un'affermazione consistente e simultanea del consumo, dell'accumulazione, della distribuzione e della sicurezza" e colma in tal modo le lacune presentate dagli indici precedenti ai fini di una più completa considerazione del benessere di una società (*Society's Well-being*). Tale misura, infatti, "ha dimensioni multiple" e tiene così conto delle valutazioni soggettive dei singoli individui riguardo "all'importanza relativa di ogni dimensione del benessere". Sempre nell'ambito di questa prospettiva di analisi, una misura alternativa all'aggregato dei consumi privati è stata saggiata facendo riferimento a quella porzione rappresentata dai consumi in "beni non strettamente necessari" nell'ipotesi che le differenze, e l'evoluzione temporale, degli stili di vita riflettano la dinamica del processo di sviluppo" (Cuffaro et al., 2000). Tuttavia, una (parziale) revisione dei giudizi negativi (Cheli, 2000; Merlini, 2003; Lanzafame, 2006), a cui è stato soggetto l'uso del PIL p.c. ai fini della valutazione del benessere economico, ha indotto a riconsiderare l'affermazione di Mamalakis (1996) per il quale tale grandezza costituisce il "migliore indicatore disponibile dei livelli, dei tassi di crescita e delle differenze del benessere materiale tra le nazioni e al loro interno".

3. Analisi descrittiva dei dati

Le caratteristiche strutturali dei SLL risultano particolarmente utili ai fini della valutazione delle disparità che alcuni di essi presentano, a volte anche nell'ambito di una stessa provincia, sia a motivo dei cambiamenti delle tipologie produttive che alle connesse modificazioni dei rispettivi sentieri di sviluppo economico e sociale. In questo lavoro il problema delle disuguaglianze territoriali viene affrontato secondo uno schema di analisi inquadrabile nell'ambito della teoria della crescita (Musu, 2007; Capello, 2004; Boggio et al. 2003), sulla base di un esplicito

riferimento a porzioni delimitate del territorio. La letteratura empirica sulla misura delle disparità territoriali è stata arricchita nell'ultimo decennio dal contributo di metodi avanzati che considerano l'influenza degli effetti di natura spaziale sull'entità e sull'evoluzione delle differenti performance economiche delle aree considerate, specialmente quando le unità di osservazione sono rappresentate ad un elevato grado di dettaglio territoriale. Abbiamo, di conseguenza, effettuato uno studio che si ricollega alle analisi precedenti per quanto riguarda la scelta della misura che riassume le disparità nei livelli di sviluppo (Valore aggiunto per abitante). Nell'intento, però, di tenere conto dell'eventuale interdipendenza spaziale tra le aree considerate abbiamo opportunamente modificato la struttura dell'indicatore prescelto. A questo riguardo, infatti, la nostra analisi si distacca dagli approcci tradizionali e viene orientata alla verifica dei differenziali territoriali mediante l'analisi esplorativa dei dati spaziali, ESDA, che consente di "individuare l'esistenza di una struttura spaziale analizzando il grado di somiglianza (dissomiglianza) dei valori di una variabile *target* nelle aree vicine" (Patacchini, 2008). Si è deciso, pertanto, di utilizzare i dati dei SLL nel periodo compreso tra il 1996 ed il 2005, per i quali l'ISTAT ha fornito i dati del valore aggiunto e degli occupati interni per due distinti sottoperiodi. Poiché i dati disponibili si riferiscono a SLL differenti per entità (784 per il primo periodo e 686 per il secondo) e, conseguentemente, dimensione, verranno condotte due analisi: una sui dati relativi al periodo 1996-2000 e l'altra su quelli compresi nell'intervallo 2001-2005. Accogliendo la tesi che rivaluta l'impiego del PIL per abitante come idonea misura, quanto meno delle componenti materiali del benessere, l'indicatore scelto per studiare le disparità di benessere economico in Italia è costituito dal VA p.c. per SLL. Considerando le caratteristiche distintive dei SLL (Sforzi, 1989) tale misura consente di tenere conto, con sufficiente approssimazione, della corrispondenza tra il reddito prodotto e quello attribuito ai soggetti che vivono e operano all'interno di ogni SLL e può ben costituire lo strumento statistico per la valutazione della capacità del relativo sistema produttivo di fornire le risorse necessarie al soddisfacimento dei bisogni di quella collettività. Si ha, in tal modo, la realizzazione nel territorio dell'"integrazione tra insediamenti produttivi e insediamenti abitativi" che rappresenta una base informativa necessaria per "coloro che studiano come il reddito venga prodotto, distribuito e utilizzato" (Cataldi et al., 2006). Il VA p.c. di ogni SLL, per i periodi considerati nell'analisi, è stato deflazionato mediante gli indici dei prezzi al consumo della provincia di appartenenza del SLL e, successivamente, è stato corretto con il dato corrispondente alla rispettiva quota sull'occupazione totale interna ai SLL (sempre

della stessa provincia), allo scopo di dare risalto alle diverse dimensioni delle unità territoriali in termini di addetti alle attività produttive.

4. Applicazione dell'ESDA e principali risultati

L'esame della localizzazione dei SLL con differenti valori del reddito pro capite "corretto" ci permette di indagare la causa del fenomeno dell'autocorrelazione spaziale della ricchezza prodotta. Con riferimento all'indicatore prescelto abbiamo voluto verificare se i SLL vicini tra loro tendono ad avere valori simili del VA p.c. formando dei cluster di SLL "ricchi" o, viceversa, "poveri". Abbiamo così fatto ricorso alle misure globali di autocorrelazione spaziale (Indice di Moran) seguite dal calcolo delle misure locali (LISA) con l'obiettivo di descrivere la struttura spaziale del VA p.c. nei SLL italiani accertando la relazione tra il VA p.c. di un'area e quello delle zone vicine, e la distanza a cui l'eventuale relazione persiste. In maniera specifica, l'ESDA consiste in un set di tecniche che hanno lo scopo di descrivere e visualizzare le distribuzioni spaziali, di identificare localizzazioni atipiche o *outlier* spaziali, di adattare i modelli di associazione spaziale, cluster o zone ad alta densità del fenomeno e suggerire particolari strutture spaziali o altre forme di eterogeneità (Koch, 2008). Calcoliamo l'autocorrelazione globale attraverso la statistica di Moran ed in forma matriciale risulta:

$$\mathbf{I} = \frac{\mathbf{N}}{\mathbf{S}_0} \cdot \frac{\mathbf{z}' \mathbf{Wz}}{\mathbf{z}' \mathbf{z}} \quad (1)$$

Nella Tab. 1 sono riportati i valori del Moran globale, calcolato considerando due diversi concetti di prossimità geografica. In primo luogo abbiamo considerato vicini due SLL che presentavano almeno un confine in comune ed in base a questo principio di contiguità abbiamo considerato anche il secondo e terzo ordine di contiguità. In un secondo momento abbiamo utilizzato il concetto di prossimità che si basa sul principio del K Nearest Neighbors, sempre separatamente sui due gruppi di SLL in quanto non confrontabili per i motivi già detti.

Tabella 1 – *Indice Moran di autocorrelazione nei dati di VA pro capite per i SLL.*

Ordine	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Cont. 1°	-0.024	-0.037	-0.036	-0.036	-0.036	-0.003	-0.007	-0.005	-0.006	-0.004
Cont. 2°	0.029	0.027	0.025	0.027	0.026	-0.002	-0.005	-0.006	-0.014	-0.016
Cont. 3°	0.005	-0.009	-0.001	-0.008	-0.007	0.026	0.022	0.02	0.019	0.024
K=4	-0.013	-0.027	-0.024	-0.024	-0.025	0.026	0.022	0.02	0.019	0.021
K=5	-0.008	-0.021	-0.019	-0.019	-0.019	0.027	0.022	0.017	0.015	0.017
K=6	-0.009	-0.019	-0.018	-0.017	-0.018	0.014	0.018	0.017	0.015	0.017

Dai risultati sembrerebbe non esistere autocorrelazione spaziale nei valori del VA p.c. tra i SLL: i valori dell'I di Moran, infatti, sono prossimi a 0. Siccome l'indice I di Moran produce una misura scalare per l'intero data set, non è in grado di discriminare tra raggruppamenti spaziali di alti valori e raggruppamenti spaziali di bassi valori nel caso di presenza di autocorrelazione spaziale positiva. Pertanto, il limite di questa misura è costituito dal fatto che non è in grado di fornire informazioni sulla significatività statistica dell'associazione spaziale. A causa di ciò, si è soliti calcolare un indicatore locale di associazione spaziale ricorrendo al LISA che è in grado di soddisfare due requisiti, il primo dei quali consiste nel fatto che fornisce per ogni osservazione un'indicazione della significatività del raggruppamento spaziale dei valori simili attorno all'oggetto di osservazione. Il secondo vantaggio è costituito dalla circostanza che la somma dei LISA per tutte le osservazioni è proporzionale all'indicatore globale di autocorrelazione spaziale.

La versione locale della statistica I di Moran per ogni territorio può essere scritta come segue:

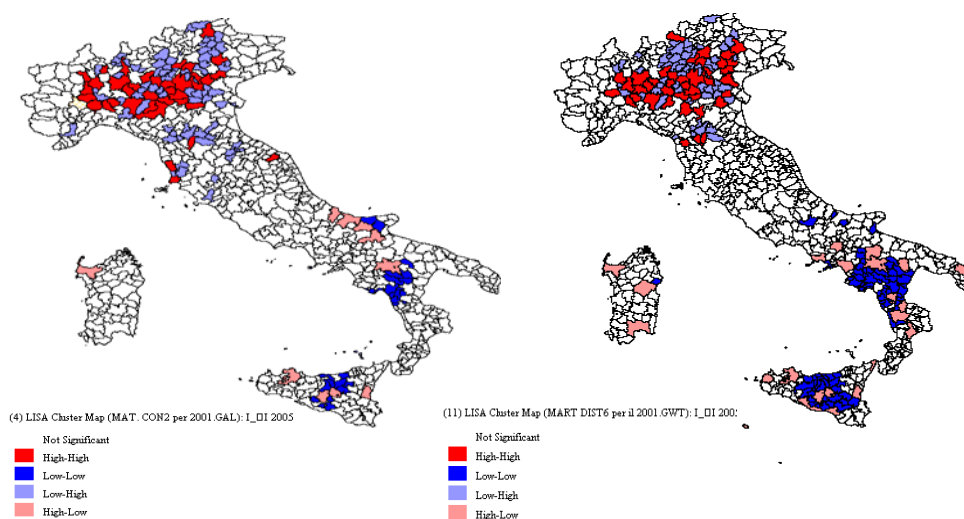
$$I_i = \frac{x_i - \mu}{m_0} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} (x(j) - \mu) \quad (2)$$

$$\text{dove } m_0 = \frac{\sum_{j \neq i}^N (x(j) - \mu)^2}{N}$$

In particolare si indica con x_i il VA p.c. "corretto" dell'area i , μ è la media delle osservazioni nelle aree considerate. In questa fase dell'analisi abbiamo ottenuto risultati coerenti, sia per quanto riguarda le due modalità di prossimità geografica, che con riferimento ai due intervalli temporali considerati, come risulta dalle mappe costruite sulla base dei risultati ottenuti. Di queste ultime sono state riportate solo quelle relative all'ultimo anno per motivi di spazio. Infatti, dalle due mappe (Fig. 1) emergono, in modo chiaro, aree statisticamente significative in cui è presente un'autocorrelazione spaziale positiva; tuttavia vanno precisate le distinzioni più evidenti tra i SLL che fanno parte dei due raggruppamenti. Nella prima mappa (Fig. 1a) si delinea, per il 2005 una situazione in cui l'autocorrelazione spaziale positiva è molto evidente e determina un cluster di SLL ad elevati VA p.c., nelle aree settentrionali, e altri due piccoli costituiti da aree locali con una netta prevalenza di bassi VA p.c., nel meridione del Paese e in Sicilia. Nell'intento di approfondire lo studio di tale fenomeno, abbiamo costruito i LISA anche con le matrici delle distanze basate sul metodo K Nearest Neighbors, e nella mappa (Fig 1b) permane la struttura localizzativa dei cluster presenti nella precedente rappresentazione. L'analisi conferma che anche a questo livello territoriale emerge il dualismo italiano tra aree ad alto valore aggiunto ed aree a più

basso valore aggiunto pro capite, ma, al tempo stesso, si può disporre di un'informazione più completa perché è possibile verificare che all'interno di una stessa regione può esistere un'altrettanto rilevante autocorrelazione negativa. Infatti, realtà locali ad alto valore aggiunto possono essere accompagnate da aree con bassi livelli di VA pro capite, e viceversa, denunciando la presenza di *outlier*.

Figura 1 – Cluster di VA p.c. nei SLL del 2005: (a)-Contiguità (b)-K Nearest Neighbors



5. Conclusioni

Nell'ipotesi che l'estensione territoriale delle unità di osservazione sia determinante per analizzare adeguatamente i differenziali di reddito si è deciso di ricorrere ad un elevato dettaglio territoriale che consentisse l'individuazione di quelle diversità territoriali che nelle analisi effettuate ad un livello più aggregato non emergono. L'adozione dell'ESDA per i due sottoperiodi (1996-2000 e 2001-2005), mediante un riferimento esplicito agli effetti derivanti dalla prossimità delle aree interessate, ha messo in risalto le caratteristiche e la dinamica della distribuzione dei SLL consentendo di accertare una progressiva estensione dei cluster di quelle realtà locali che presentano valori simili. Specificatamente, nel Nord del Paese i SLL con elevati livelli del VA p.c. sono sempre più attornati nel tempo da altri SLL con alti VA p.c. e lo stesso succede per i SLL con bassi livelli

del VA p.c. che formano, nelle aree meridionali, dei cluster altrettanto evidenti. In più, è da notare la permanenza, e in molti casi l'accentuazione, di rilevanti divari anche tra quelle realtà locali che sono situate all'interno delle stesse partizioni territoriali come denuncia la presenza di *outlier*, cioè di aree ad alto valore aggiunto accompagnate da aree con bassi livelli di VA pro capite, e viceversa. Infatti, i risultati segnalano la presenza di differenze intra-regionali molto significative soprattutto nel secondo sottoperiodo considerato.

Bibliografia

- Aiello F. e Scoppa V. 2000. *Uneven Regional Development in Italy: Explaining Differences in Productivity Levels*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, pp. 270-298, n.2.
- Atkinson A.B. e Brandolini A. 2009. *On analysing the world distribution of income*, Banca d'Italia, Tema di discussione n. 701, pp. 3-52, genn.
- Bishop J. A., Formby J. P. e Thistle P. D. 1994. *Convergence and Divergence of Regional Income Distributions and Welfare*, The Review of Economics and Statistics, n.2, pp. 228-235, may.
- Boggio L., Seravalli G. 2003. *Lo sviluppo economico*, Il Mulino.
- Capello R. 2004. *Economia regionale*, Il Mulino.
- Cataldi A., Ciccarelli A., Del Colle E. ed Erba A. 2006. *Le partizioni territoriali per lo studio del reddito*, in Filippucci C. (a cura di) Mutamenti nella geografia dell'economia italiana, pp. 21-42, F. Angeli, Milano.
- Cheli B. 2000. *Alcune riflessioni sulla misurazione del benessere: dai paradossi del Pil all'indice del benessere economico sostenibile, con uno spunto per l'analisi della povertà*, Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica, n.1, pp. 11- 34, genn./marzo.
- Cuffaro M., Davì M. e Notarstefano G. 2000. *Stili di vita e dinamica dei consumi in Italia: un'analisi delle disparità territoriali sui dati dei bilanci di famiglia*, AISRe, XXI Conferenza Italiana di Scienze Regionali, Palermo.
- Dewhurst J. H. L. 1998. *Convergence and divergence in regional household incomes per head in the United Kingdom, 1984-93*, Applied Economics, pp. 31-35, vol. 30(1).
- Giannone A. 1997. *Un tentativo di misura del benessere economico delle regioni italiane*, Studi e Note di Economia , pp. 41-60, n.2.
- Koch W. 2008. *Development Accounting with Spatial Effects*, Spatial Economic Analysis, vol.3(3), pp.321-342, nov.
- Lanzafame M. 2006. *Disparità regionali e specializzazione produttiva*, Scienze Regionali-Italian Journal of Regional Science, pp.85-108, n.1.
- Mamalakis M.J. 1996. *Misuse and Use of National Accounts as a Welfare Indicator: Selected Analytical and Measurement Issues*, Review of Income and Wealth, pp. 293-320, 42(3), sept.

- Merlini A. 2003. *Indicatori del benessere alternativi al PIL. L'effetto della disuguaglianza nella distribuzione dei redditi*, Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica, n.1-2, pp. 131- 150, genn.-giugno.
- Musu I. 2007. *Crescita economica*, Il Mulino, Bologna.
- Osberg L. e Sharpe A. 2005. *How Should We Measure the 'Economic' Aspects of Well-Being?*, The Review of Income and Wealth, pp. 311-336, n.2, june.
- Patacchini E. 2008. *Local analysis of economic disparities in Italy: a spatial statistics approach*, Stat. Meth. & Appl., pp. 85–112, vol. 17, n.1.
- Sforzi F. 1989. *Analisi dei dati di censimento per la pianificazione territoriale: retrospettiva e prospettive*, ISTAT, Studi e informazioni, pp. 31-67, n. 1.

SUMMARY

In this paper we want to provide a contribution to the analysis of territorial disparities considering Italian LLS. Having recourse to value added per capita, at this particular disaggregation level of the national production apparatus, we aimed to point out the particular structure of income differentials, beyond the traditional dichotomy North-South characterizing our Country. The income per capita represents, in the words of Mamalakis, “the best available indicator of levels, growth rates and differences of SNA welfare between and within nations”. We have considered the data provided by ISTAT at LLS level to build a convenient indicator of the economic performance at such a detailed geographic partition. So, we have realized a suited modification of the selected indicator. Through the use of this new version of the VA p.c. we considered the patterns of spatial association among the 784 LLS in the period 1996-2000 and for the 686 LLS in the interval 2001-2005 by means of ESDA that allows us to detect spatial patterns of data identifying, in the meantime, cases that are unusual given their location on the map. Actually, our analysis allowed to take into account the particular configuration of income inequalities across the LLS and, above all, the changes undergone in the periods examined. In fact, the persistence of a marked North-South dualism has been accompanied by growing economic disparities among the LLS which are limited local realities characterized by a particular production specialization inside of the larger administrative regions they belong to.

Maria DAVÌ, Professore Ordinario presso il Dipartimento di Contabilità Nazionale e Analisi dei Processi Sociali della Facoltà di Economia, Università di Palermo
Isidora BARBACCIA, Dottoranda presso il CIRMET, Facoltà di Economia, Università di Palermo

MODELLI DI CITTA' EUROPEA E LOTTA AL DISAGIO SOCIALE: IL RUOLO DELLE POLITICHE COMUNITARIE

Tatiana Gaborin

1. Introduzione

Negli ultimi anni si è sempre più avvertito il bisogno di focalizzare l'attenzione su temi quali la povertà e l'inclusione/esclusione sociale anche, e soprattutto, in un'ottica di competizione e di sviluppo, mettendo in luce lo stretto legame che intercorre tra il concetto di povertà e quello di crescita economica. A tale scopo, del resto, anche a livello comunitario è sembrato opportuno mettere in atto quelle politiche di intervento necessarie a fare in modo che le aree che versano in condizioni di sofferenza socio-economica possano colmare il proprio gap con quelle più ricche/avanzate.

Gli interventi attuati in passato, tuttavia, hanno avuto a lungo come ambito di riferimento quello nazionale o regionale, elemento che ha portato, inevitabilmente, a soluzioni standardizzate che, agendo in modo equivalente a prescindere dallo specifico contesto territoriale, non sempre hanno sortito gli effetti voluti. Per tale motivo è necessario spostare l'attenzione su un ambito più ristretto (a livello urbano, ad esempio, nel quale meglio si evidenziano le specificità legate ai movimenti della popolazione considerabili come spia indiretta dei cambiamenti) per meglio evidenziare gli effetti di tali politiche di lotta al disagio sociale. Tale orientamento, del resto, è quello seguito anche da numerosi progetti attuati a livello europeo rivolti alle aree urbane, tra cui ne ricordiamo solo alcuni come l'URBAN, l'FSE e il FESR¹.

Le aree urbane, d'altronde, proprio per la loro elevata concentrazione di popolazione, sono sì riconosciute come il luogo dove più velocemente si condensano le potenzialità di sviluppo, ma anche come possibile fucina di tensioni sociali dovute a disuguaglianze socio-economiche, motivo per cui appare interessante evidenziare come l'attuazione di tali politiche possa influire sul miglioramento di svantaggiate condizioni di partenza.

¹ Questi ultimi due rientrano nei fondi strutturali, insieme ai SFOP e FEAOG, ciascuno istituito con specifiche finalità dalla Comunità Europea.

2. Il quadro generale

Il profondo cambiamento che ha interessato gli agglomerati urbani ha portato delle evidenti conseguenze come l'insorgenza di nuove sacche di povertà ed una domanda sempre crescente di accoglienza che ha determinato seri problemi sia di ordine pubblico che di aiuto sociale. Tali nuove incombenze per le aree urbane hanno significato il dover agire su più linee, come: una prettamente infrastrutturale ed una più sociale; appare evidente, però come l'approccio ottimale da seguire in un'ottica di un modello di città abile nel rispondere ai continui stimoli di una competizione sempre più allargata a livello territoriale, sia quello intersettoriale² che si pone in una posizione pressoché intermedia.

Del resto, se sulla base delle teorie enunciate da A. Sen³ sulle *capabilities* è possibile osservare come sia la mancanza di capacità di raggiungere una serie di condizioni e a portare ad uno stato di povertà, appare altrettanto condivisibile l'ipotesi per cui a mancare di occasioni possa anche essere un'area, ovvero: « [...] la povertà è un problema delle persone, ma è anche principalmente un problema delle città e delle metropoli» (Haddock, 2004), nel senso che un'area priva di alcune fondamentali opportunità può favorire l'insorgenza di forme di disagio.

Il forte processo di urbanizzazione che ha interessato i grandi centri urbani (si pensi che secondo la stima delle Nazioni Unite del 2004, nel 2030 il tasso di urbanizzazione supererà il 60%) ha dunque portato inevitabili appesantimenti per le aree urbane, che sono divenute oggetto di politiche di sviluppo a livello nazionale ed internazionale. Ad esempio, nel Quadro Strategico Nazionale 2007-2013 nella priorità 8 (che recita la dicitura *Competitività e attrattività delle città e dei sistemi urbani*) la città è riconosciuta come centro di sviluppo economico ma anche sociale poiché è al suo interno che si riflettono più rapidamente le tendenze e le trasformazioni. All'interno del documento vengono individuati tre percorsi da seguire al fine di elevare la qualità della vita nelle aree urbane:

- lo sviluppo ecosostenibile;
- lo *urban welfare*;
- il recupero socio-economico delle aree marginali.

I PPU (Progetti Piloti Urbani) risalenti agli Anni 80, possono essere considerati un primo tentativo sperimentale che ha aperto la strada ad interventi di questo tipo; in questo caso ad essere oggetto di interesse erano i quartieri urbani degradati. Nel 1994, invece, con l'avvio del progetto Urban la Commissione Europea ha dato

² Vicari Haddock (2004).

³ Si rimanda a Sen A. (2000), *Lo sviluppo è libertà. Perché non c'è crescita senza democrazia*, Mondadori.

maggiore organicità agli interventi per la rivitalizzazione economica e sociale delle aree svantaggiate delle città europee⁴.

3. Alcuni risultati di un tentativo di analisi

Anche alla luce dei citati interventi messi in atto a livello internazionale, in un'ottica di politiche di lotta al disagio, e volendo analizzare il fenomeno da un punto di vista territoriale (prendendo in considerazione, come detto, le grandi aree urbane), si pone all'attenzione una questione: esiste un differenziale, sempre in termini di disagio sociale, tra il centro e la periferia di una determinata area, tale da dover rendere necessarie delle politiche *ad hoc*, evitando interventi standardizzati e, quindi, di poca utilità?

Per verificare se ciò accade, si è deciso di procedere prendendo come punto di riferimento proprio le aree urbane, e, più precisamente quelle di Berlino, Madrid, Parigi, Roma, Milano e Napoli⁵ suddivise, però, in tre porzioni:

- il centro
- la periferia
- la Larger Urban Zone (LUZ)⁶.

Tali delimitazioni (si veda la Fig. 1) ci hanno permesso di separare le porzioni di territorio di nostro interesse, potendo così evidenziare le possibili differenti realtà che compongono l'area nella sua interezza. È bene precisare che, se per il centro e per le LUZ i dati sono forniti dalla banca dati presente sul sito dell'Eurostat, per la periferia i dati sono frutto di nostre elaborazioni⁷.

⁴ In linea generale le misure adottate nel progetto Urban sono relative a: sostegno a piccole e medie imprese locali già esistenti e incentivazione alla nascita di nuove; promozione dell'occupazione a livello locale; potenziamento ed adeguamento dell'offerta dei servizi sociali, miglioramento delle infrastrutture e dell'ambiente; coinvolgimento delle risorse locali. Le aree oggetto degli interventi sono, invece, i centri storici, i quartieri presenti nelle zone di declino industriale, i grandi quartieri di edilizia pubblica e le borgate periferiche.

Per maggiori dettagli si rimanda al sito della Commissione Europea.

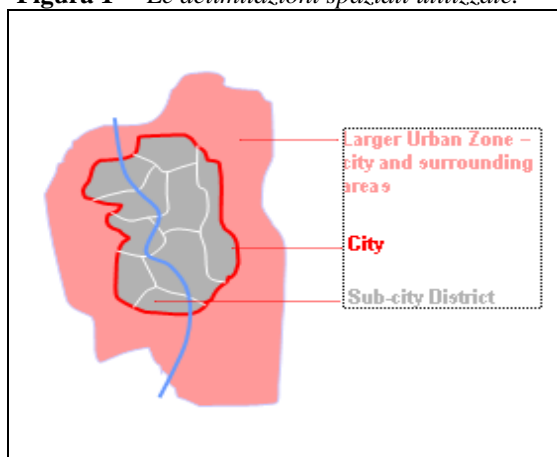
⁵ La scelta delle aree prese in considerazione è stata dettata da duplici motivazioni: per le tre italiane si è seguito il criterio relativo alla popolazione (cioè quelle che, all'ultimo censimento, superavano il milione di abitanti); per le tre europee, invece, si è cercato di individuare quelle più rappresentative. L'assenza dell'area di Londra, che sarebbe stato sicuramente interessante inserire nell'indagine, è dovuta alla particolare realtà dell'area stessa.

⁶ Le definizioni utilizzate sono quelle individuate da Eurostat.

⁷ La banca dati dell'Eurostat è disponibile all'indirizzo internet: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>, nella sezione *Statistics*.

Ma sulla base di cosa si può evidenziare un eventuale divario tra aree? In questo primo approccio ci è sembrato opportuno concentrare l'attenzione su alcuni semplici indicatori (anche a causa della scarsa disponibilità di dati al livello di dettaglio territoriale di interesse) che ci consentono, comunque, di fotografare la realtà per come essa si presenta.

Figura 1 – Le delimitazioni spaziali utilizzate.



Fonte: Eurostat

Gli indicatori utilizzati sono:

- variazione % della popolazione;
- percentuale di popolazione con età tra i 15-34 anni;
- percentuale di popolazione con età > 65 anni;
- posti letto ospedalieri per 1.000 abitanti;
- percentuale di residenti con la medesima nazionalità

e sono relativi alla metà del decennio che stiamo vivendo.

Un primo importante risultato, come è possibile vedere dalla Tab.1, è rappresentato dal consistente aumento che tutte le aree hanno avuto (a dimostrazione che la tendenza mondiale di un aumento di popolazione nelle grandi aree urbane è riscontrabile anche nelle realtà europee considerate), ma ancora più degno di nota è il fatto che, ad aumentare con maggiore vivacità, delle tre unità di indagine considerate, sono state proprio le aree periferiche (fatto salvo il caso di Milano, in cui è l'intera area a far riscontrare un incremento maggiore, seppure di poco) rispetto ai centri.

Tabella 1 – I risultati dell'analisi.

Variazione Popolazione 2003-06/1999-02 (%)			
	<i>Centro</i>	<i>Periferia</i>	<i>LUZ</i>
Berlino	-0,02	2,35	0,73
Madrid	5,48	8,87	7,03
Parigi	5,48	8,87	7,03
Roma	0,28	9,2	2,46
Milano	3,44	3,35	3,39
Napoli	-0,93	2,25	0,82

Popolazione 15-34 anni (%)			
	<i>Centro</i>	<i>Periferia</i>	<i>LUZ</i>
Berlino	11,98	13,37	12,42
Madrid	11,24	14,31	12,67
Parigi	12,41	13,29	13,12
Roma	9,21	10,67	9,59
Milano	7,34	9,33	8,49
Napoli	13,09	14,66	13,97

Popolazione > 65 anni (%)			
	<i>Centro</i>	<i>Periferia</i>	<i>LUZ</i>
Berlino	16,59	18,02	17,04
Madrid	19,11	9,18	14,48
Parigi	15,4	11,9	12,58
Roma	19,04	14,45	17,92
Milano	23,32	17,21	19,79
Napoli	16,33	10,58	13,12

Posti letto ospedalieri per 1.000 ab			
	<i>Centro</i>	<i>Periferia</i>	<i>LUZ</i>
Berlino	6,2	5,09	5,84
Madrid	4,15	2,94	3,59
Parigi	8,45	4,24	5,05
Roma	7,3	2,83	6,13
Milano	7,13	2,71	4,58
Napoli	6,12	1,06	3,29

(segue)

segue Tabella 1

Popolazione residente con medesima nazionalità (%)			
	<i>Centro</i>	<i>Periferia</i>	<i>LUZ</i>
Berlino	86,58	97,43	90,04
Madrid	87,47	89,8	88,56
Parigi	85,5	88,73	88,11
Roma	94,32	94,59	94,39
Milano	88,99	95,02	92,47
Napoli	98,52	98,97	98,77

Nel caso di Madrid, ad esempio nella periferia si è registrato un aumento di circa 200.000 unità e a Parigi di circa 100.000. Anche per quanto riguarda la percentuale di popolazione con età compresa tra i 15 e 34 anni essa registra i valori più elevati sempre nelle aree periferiche, mentre la popolazione con più di 65 anni risiede nettamente più nel centro (dove si registrano i valori più alti) con l'unica eccezione rappresentata da Berlino. Questi due dati, letti insieme, lascerebbero pensare che le esigenze di tali aree siano necessariamente differenti proprio a ragione delle diverse fasce di età che le popolano, (ad esempio, si potrebbe pensare alla necessità di scuole e di collegamenti infrastrutturali⁸ *ad hoc*).

Anche per la percentuale di residenti con la medesima nazionalità⁹ si vede come essa si concentri nelle zone periferiche, mentre i posti letto ospedalieri si condensano nelle zone centrali (con evidenti differenze tra il centro e la periferia, infatti se a Madrid centro i posti letto ospedalieri sono circa 4 per 1.000 abitanti nella sola periferia ce ne sono solo 2,9, così come a Parigi dove il centro ne registra 8,4 e la periferia solo 4). Sembra dunque evidente come ci sia un riscontro tra la realtà che si osserva e le esigenze della popolazione: se la popolazione si condensa maggiormente nelle aree periferiche, potrebbe essere più opportuno pensare di creare delle strutture (ad esempio presidi ospedalieri) nelle stesse zone.

⁸ Si fa riferimento al problema delle scuole e delle infrastrutture, in quanto si ritiene che esse rientrino a pieno titolo in quelle componenti soft (nel primo caso) e hard (nel secondo) necessarie per delle politiche di lotta al disagio.

⁹ Con tale dicitura si intende la percentuale di popolazione che ha uguale residenza e nazionalità.

4. Conclusioni

Seppure, dunque, facendo ricorso a poche unità territoriali e a degli indicatori di base, ci sembra di aver evidenziato, come all'interno di una stessa area urbana ci possano essere delle realtà differenti e, a volte, discordanti.

Per questa ragione sembra possibile avanzare l'ipotesi per cui, affinché le politiche di sviluppo si esplichino con azioni mirate di contrasto all'esclusione sociale, si debba tenere in gran conto la scala territoriale di interesse.

Il primo passo che si dovrebbe fare è sicuramente quello di rafforzare la dotazione informativa: per poter pensare ad un piano di intervento, bisogna essere prima in possesso del giusto numero di informazioni per conoscere le difficoltà di un'area; questo è possibile solo tramite l'implementazione delle banche dati esistenti a livello europeo che sono spesso carenti e incomplete¹⁰.

Successivamente, si può pensare a politiche di lotta al disagio sociale che prendano in considerazione le aree marginali seguendo una logica di *urban welfare* (così come già fa la Commissione Europea) ma che considerino, inoltre, alcuni elementi fondamentali come le reali esigenze di un'area per uscire da situazioni di disagio o, per evitare che vi si entri. Questo potrebbe concretizzarsi con interventi mirati in termini di miglioramenti della mobilità¹¹, ad esempio, e in termini di servizi mirati alla fasce di popolazione che risiedono in una determinata zona.

In questo modo si può realizzare quel modello di città inclusiva (Balbo, 2002), in cui il rafforzamento dell'inclusione passa attraverso le politiche urbane economiche e sociali così da sedimentare il concetto di "diritto alla città" tramite un percorso di *governance* inteso come capacità (e volontà) di contribuire alla soluzione dei problemi collettivi.

Riferimenti bibliografici

Alesina A., Glaeser E. L. 2005, *Un mondo di differenze. Combattere la povertà negli Stati Uniti e in Europa*, Editori Laterza, Roma-Bari.

Balbo M. (a cura di), 2002, *La città inclusiva*, FrancoAngeli, Bologna.

Becchi A., Indovina F. 1999, *Caratteri delle recenti trasformazioni urbane. Osservatorio città*, FrancoAngeli, Bologna.

Commissione Europea 2008 *La dimension urbaine es politiques communitaires pour la période 2007-2013*, Bruxelles.

¹⁰ È pensabile, ad esempio, adottare il metodo dello *zip code*, il codice postale, così come accade in America per disporre di statistiche territoriali ad un livello piuttosto disaggregato.

¹¹ Nel senso che il miglioramento dei trasporti corrisponde ad un miglioramento di produttività ed ad una maggiore efficienza (Marzano 2009).

- Commissione Europea 2008 *European Regional and Urban Statistics*, Luxembourg.
- DPS Rapporto Annuale 2006 “La dimensione territoriale dei servizi: il disagio sociale nelle città” in *Rapporto Annuale 2006 del Dipartimento per le Politiche di Sviluppo e di Coesione sugli interventi nelle aree sottoutilizzate*.
- De Blasio G, Dalmazzo A. 2006, *La cancellazione del debito dei paesi poveri. Le ragioni del sì e del no: cosa fare per lo sviluppo del Terzo mondo*, Il Mulino, Bologna.
- Del Colle E. (a cura di) 2009, *Disuguaglianze socioeconomiche e livelli di povertà*, FrancoAngeli, Milano.
- Marzano A. 2009, “Lo sviluppo riparte dalle città”, in *Il Sole 24 Ore Roma*, del 27 maggio 2009.
- Sgroi E. 1999 “Città ed esclusione sociale: riparlamo di comunità” in *L'Urbano, le povertà. Quale welfare?*, di Guidicini P., Pieretti G., Bergamaschi M. (a cura di), FrancoAngeli, Bologna.
- Véron J.2006, *L'urbanizzazione del mondo*, Il Mulino, Bologna.
- Vicari Haddock S. 2004, *La città contemporanea*, Il Mulino, Bologna.

SUMMARY

In recent years, the need to focus on issues such as poverty and social inclusion/exclusion – especially in terms of competition and development – has significantly increased, thus highlighting the close connection between the concepts of poverty and economic growth. However, past interventions were usually carried out at national or regional level; this led inevitably to standardized solutions which, acting in an equivalent way, setting aside the specific local context, have not always had the desired effect. For this reason it is necessary to move the focus on a smaller area, such as cities, where potential development, but also potential social tensions, are concentrated.

Tatiana GABORIN, Dottoranda di Ricerca in Analisi delle Politiche di Sviluppo e Promozione del Territorio, Dipartimento di Storia e Critica della Politica, Università di Teramo.

I DISABILI E LE LORO FAMIGLIE: DAL MALESSERE ALL' ESCLUSIONE SOCIALE

Carla Ge, Simone Gerzeli

1. Introduzione. Fonti dei dati e metodi

Le persone con disabilità fisica o mentale non sono solo tra le più disagiate e bisognose ma, molto spesso, sono anche le più trascurate. Per valutare il malessere o l'esclusione sociale di tali persone, se si vuole seguire il più attuale approccio di Sen, occorre considerare anche la capacità (*capability*) complessiva che un individuo ha di condurre il tipo di vita che effettivamente vuole condurre: ciò comporta considerare sia le sue caratteristiche individuali, ed eventualmente anche le sue disabilità, sia il suo reddito disponibile, poiché entrambi possono influenzare le sue effettive *capability*. A proposito di disabilità, Sen distingue due differenti tipologie di handicap: *earning handicap* and *conversion handicap*. "A disabled person may find harder to get a job or retain it, and may receive lower compensation for work. ... The conversion handicap refers to the disadvantage that a disabled person has in converting money into good living". La persona disabile, quindi, non solo presenta una maggiore difficoltà nell'ottenere un reddito, ma soprattutto soffre la difficoltà di trasformare il proprio reddito nella "*freedom to live well*" (Sen, 2005).

Il dibattito sulla definizione di disabile o non disabile è senz'altro assai fecondo ed attualmente interessante (si veda per esempio Carter, 2008 e Chiappero Martinetti, 2008). E' difficile tracciare un confine netto tra le due condizioni perché la disabilità, anche se è essenzialmente una proprietà posseduta da un soggetto, può essere descritta attraverso una scala di funzionalità psicofisiche ai cui estremi appunto si trovano l'abilità e la disabilità. In ogni caso nella condizione di disabilità fisica o mentale severa un soggetto non potrà mai coltivare taluni progetti di vita con l'autoconsapevolezza, razionalità, autonomia e pro-attività che, nella tradizione filosofica occidentale qualificano un soggetto normodotato (non disabile). Esula dal presente lavoro prendere posizione in tale dibattito, si è quindi scelto di utilizzare operativamente la definizione di disabile proposta dall'Istat nell'Indagine sulle condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari.

L'obiettivo del presente lavoro è duplice, da un lato evidenziare i fattori in termini di caratteristiche individuali e di qualità di vita associati alla disabilità, dall'altro lato verificare se la presenza di un disabile può generare un "male-essere"

familiare.

Al fine di recuperare informazioni sia sui disabili sia sulla popolazione generale riguardo alle caratteristiche dell'individuo e della sua famiglia, alle risorse economiche, alla qualità della vita, alla convivenza sociale sono stati utilizzati i file di micro-dati delle indagini multiscopo realizzate dall'ISTAT. Occorre tuttavia sottolineare che le informazioni non sono tutte desumibili da un'unica indagine, ma da tre differenti rilevazioni, senza che sia possibile collegare fra loro i dati individuali. Le indagini di riferimento sono le seguenti: i) Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari 2005; ii) Indagine di ritorno sui disabili 2004; iii) Aspetti della vita quotidiana 2005.

La definizione di disabile risulta differente a seconda dell'indagine considerata. In particolare, sulla base della prima indagine citata, una persona è definita "disabile" se presenta gravi difficoltà a carattere permanente in almeno una delle seguenti dimensioni: i) confinamento a letto, su una sedia o in casa; ii) difficoltà di movimento; iii) difficoltà nelle funzioni quotidiane; iv) difficoltà nella comunicazione. Nell'indagine di ritorno sui disabili, adottando criteri più "estensivi", sono state considerate disabili le persone che hanno dichiarato di: i) avere il massimo grado di difficoltà o molta difficoltà, anche con l'aiuto di ausili e apparecchi sanitari, in almeno una delle funzioni della mobilità, delle funzioni della comunicazione e delle funzioni della vita quotidiana; ii) essere invalidi; iii) essere colpito da una malattia cronica o da un'invalidità permanente che riduce l'autonomia personale fino ad avere bisogno di un aiuto saltuario o continuativo per le esigenze della vita.

Proprio per cogliere le difficoltà che una persona disabile incontra nel "trasformare" risorse in benessere (*converting money into good living*) nell'analisi di cui si riferisce si è presa in considerazione la popolazione complessiva¹ in età compresa tra i 20 e i 49 anni, ossia la fascia di età in cui, in modo più intenso, vengono elaborati e realizzati progetti di vita lavorativi, familiari, ecc. nei termini sopra descritti. In tale ottica si sono escluse le classi di età in cui cominciano ad insorgere le disabilità associate all'invecchiamento biologico. E' evidente che a seconda della definizione adottata dall'ISTAT il numero delle persone disabili comprese tra i 20 e i 49 anni risulta essere sostanzialmente differente: sulla base dell'indagine sulle condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari risulta pari a 204.839, mentre secondo l'indagine di ritorno sui disabili è pari a 561.861.

Il lavoro si articola dunque in due parti: nella prima vengono analizzate le caratteristiche dei soggetti disabili, nella seconda le caratteristiche delle famiglie in

¹ I dati forniti dall'ISTAT si riferiscono ad indagini campionarie, per ottenere stime delle informazioni di interesse relative all'intera popolazione è stato utilizzato il coefficiente di riporto all'universo presente nel set di dati.

cui vivono. In ciascuna delle due parti si sono dapprima presentati i risultati in forma descrittiva; al fine poi di valutare complessivamente la relazione tra la condizione di disabile e taluni fattori è stata condotta un'analisi di regressione logistica multipla.

2. Le caratteristiche dei disabili

Dal confronto tra la popolazione generale e la popolazione di disabili emerge che la seconda presenta maggiori difficoltà nel raggiungimento di obiettivi in termini di istruzione, attività lavorativa e reddito (tabella 1).

Tabella 1 – *Caratteristiche, qualità di vita e tipologia familiare dei disabili e della popolazione generale.*

		Disabili %	Popolazione %
<i>Caratteristiche individuali</i>	laureati	3,6	13,2
	occupati	45,1	70,8
	reddito da lavoro	42,6	66,9
	scarse risorse	42,0	30,3
<i>Qualità di vita Molto soddisfatti per:</i>	relazioni familiari	48,9	36,1
	relazioni con amici	34,4	27,3
	tempo libero	16,7	12,6
	lavoro	28,3	14,5
	situazione economica	6,2	3,0
<i>Tipologia della famiglia Vive in:</i>	in famiglia mononucleare	73,6	78,4
	in famiglia monogenitore	17,4	9,5
	isolato	5,3	8,1
	in altra famiglia senza nucleo	2,7	1,6
	in famiglia polinucleare	0,9	2,5

La percentuale dei disabili laureati con età compresa tra i 20 e i 49 anni è poco più di un quarto rispetto a quella della popolazione generale, mentre l'accesso al mercato del lavoro è limitato a meno della metà dei disabili rispetto al 70,8% della popolazione. Anche la disponibilità delle risorse economiche della famiglia è risultata scarsa nel 42% dei casi per le famiglie dei disabili, ma nel 30% dei casi per le famiglie della popolazione generale.

Un quadro differente si presenta quando si passa dagli eventi "oggettivi" sopra descritti alla qualità di vita percepita misurata nelle rilevazioni ISTAT attraverso domande sulla soddisfazione in merito ad alcuni aspetti della propria vita. Per tutti gli aspetti considerati (relazioni familiari e con amici, tempo libero, lavoro e

situazione economica) i disabili risultano sempre più soddisfatti, forse perché la consapevolezza delle proprie limitazioni induce ad apprezzare di più ciò che si ha. Infine è da sottolineare che una percentuale quasi doppia di disabili rispetto alla popolazione generale vive in una famiglia monogenitoriale: è difficile avanzare ipotesi sulle cause di tale evidente differenza in mancanza di dati su possibili fattori esplicativi.

Le considerazioni emerse dall'analisi descrittiva trovano più rigorosa conferma dall'analisi multivariata. Il modello di regressione logistica evidenzia l'associazione (misurata con l'*odds ratio*) tra la presenza o meno di disabilità in un individuo ed una serie di fattori esplicativi presentati nella tabella 2.

Tabella 2 – *Analisi multivariata: fattori associati alla disabilità.*

Fattori esplicativi		<i>Odds ratio</i>
<i>Sesso</i>	maschio	1,00
	femmina	0,42
<i>Età</i>	40-49 anni	1,00
	30-39 anni	0,95
	20-29 anni	0,55
<i>Titolo di studio</i>	licenza elementare	1,00
	licenza media inferiore	0,41
	diploma	0,24
	laurea	0,22
<i>Tipologia famiglia</i>	famiglia mononucleare	1,00
	isolato	1,05
	senza nucleo	0,44
	monogenitoriale	1,14
	polinucleare	0,92
<i>Occupazione</i>	non occupato	1,00
	occupato	0,11
<i>Risorse economiche della famiglia</i>	adeguate	1,00
	ottime	0,96
	scarse	0,88
	insufficienti	0,74
<i>Si è sentito triste</i>	sempre o quasi sempre	1,00
	mai o quasi mai	0,69
<i>Si è sentito felice</i>	mai o quasi mai	1,00
	sempre o quasi sempre	0,17

A parità delle altre caratteristiche considerate, la condizione di disabile è più frequente nei maschi, in coloro che sono di età più avanzata, che hanno un basso titolo di studio, che vivono in una famiglia monogenitoriale, che non sono

occupati, che percepiscono come adeguate le risorse economiche familiari, che si sentono sempre o quasi sempre tristi e che si sentono quasi mai o mai felici. E' ipotizzabile un rapporto di causalità tra la condizione di disabilità e talune caratteristiche quali l'istruzione, la condizione occupazionale e, ovviamente, lo stato d'animo. Infine è da sottolineare il grado di associazione particolarmente elevato per taluni fattori: passando dai soggetti meno istruiti a quelli più istruiti, da quelli non occupati a quelli occupati, da quelli che si sentono a quelli che non si sentono felici la probabilità relativa di trovarsi in una condizione di disabilità scende da 1 a 0,22, da 1 a 0,11 e da 1 a 0,17.

3. Le famiglie dei disabili

Un documento pubblicato dal governo inglese nel 2008 sul *Caring system*² inizia così "Carers are the heart of 21st-century families and communities" e, poche pagine più avanti così continua "the traditional source of care and support for those without full independence has historically been, and continues to be, the family ...however, family life has changed over the last 50 or so years. The move to smaller nuclear families means that it is no longer as easy to share the caring role as widely as in the past. More families rely on two incomes, or longer working hours, to maintain an adequate standard of living. Many families find it difficult to balance work with the care needs of friends and relatives without significantly impacting on their own standard of living, esteem and independence – the lifestyle to which the family has become accustomed".

D'altra parte l'onere di conciliare gli impegni familiari e/o di lavoro con quelli di assistenza, spesso costituisce uno dei fattori che contribuiscono al disgregarsi della serenità individuale e familiare o, comunque, a peggiorare la qualità della vita. In sostanza, mentre la fragilità si trasferisce dalla persona alla famiglia, l'irrobustimento della rete di sostegno, pubblica e privata, ai singoli "soggetti" bisognosi di cure non è stato accompagnato dalla creazione di una parallela rete di sostegno alle famiglie in cui tali soggetti vivono.

La letteratura reperibile sulla qualità della vita di genitori di disabili, non copiosa e sicuramente meno copiosa di quella sulla qualità della vita di disabili medesimi, mette abbastanza in evidenza le caratteristiche della problematica. Da una ricerca condotta nel 1990 da tre psicologi dell'università del Wisconsin (Van Riper, Ryff, Pridham, 1992) su una ottantina di famiglie con simili caratteristiche, parte delle quali con figli e parte senza figli con sindrome di Down, è emerso che la qualità della vita dei componenti dei due gruppi non differiva. Viceversa, in una

² Carers at the heart of 21st-century families and communities, HM Government, pag. 8 e pag. 36. <http://www.dh.gov.uk/en/>

ricerca finlandese (Taanila, Jarvelin, Kokkonen, 1999) che mirava a studiare l'influenza che la presenza di un bambino diabetico oppure affetto da un handicap fisico o intellettuale poteva avere sulla vita familiare, è stato dimostrato che "the nature of the illness or disability determined the manner in which it affected the parents' and family's life", consentendo agli autori di concludere che: "A child's chronic illness or disability affects the everyday life of the whole family and in planning treatment and rehabilitation for a child, more attention should be paid to the family and its needs".

Questa sintetica e largamente selettiva premessa sullo "stato dell'arte" è parsa necessaria per giustificare il dettaglio nella descrizione dei dati utilizzati. Precisiamo quindi che le persone con disabilità considerate in questa analisi sulle famiglie sono coloro che l'Istat definisce tali nell'Indagine multiscopo sulle condizioni di salute. Sono disponibili dati sia per tipo di disabilità (nel movimento; nella vista, udito, parola; nelle funzioni; confinamento individuale) sia per tipo di invalidità (sensoriale, motoria, da insufficienza mentale, da malattia mentale), quindi abbastanza dettagliati, anche se non consentono di isolare insieme di soggetti con patologie specifiche come potrebbero essere, per rifarsi agli esempi più sopra citati, coloro che sono affetti da sindrome di Down piuttosto che da distrofia muscolare. Per la stima della qualità della vita dei genitori (oltre che del disabile, ovviamente) si sono utilizzate le informazioni relative allo stato d'animo prevalente (triste piuttosto che felice) e, in particolare l'indice di stato psicologico, e relative alle condizioni economiche. Merita sottolineare che tutte queste informazioni sono di natura soggettiva, in quanto sono il risultato di valutazioni degli intervistati: la sottolineatura è soprattutto obbligatoria nel caso delle risorse economiche. La fonte utilizzata non fornisce nessun tipo di dato che consenta di misurare obiettivamente se la famiglia è "ricca" o "povera"; fornisce però un indicatore della percezione del grado di benessere che, per lo scopo della nostra indagine, è sicuramente più significativa.

Prima di esporre i risultati della verifica individuata come uno dei due obiettivi della ricerca (la presenza di un disabile può generare un "male-essere" familiare?) è necessario precisare che, al fine di limitare le disomogeneità, si sono delimitati i caratteri della popolazione studiata, sia per quanto riguarda i famigliari sia per quanto riguarda i disabili medesimi. Si sono pertanto considerate solo famiglie composte da un solo nucleo, ossia coppie o monogenitore, in cui era presente un solo figlio adulto (tra i 20 e i 49 anni) disabile o non disabile. Si sono esclusi i casi in cui almeno un genitore fosse a sua volta disabile. Le famiglie oggetto di indagine sono risultate più di 5 milioni e i figli disabili pari a circa 76 mila (14 per mille). Partendo da una elementare analisi descrittiva, il primo indicatore che conviene prendere in considerazione è quello sintetico, ossia l'indice di stato psicologico i cui valori sono compresi tra un minimo di 7,5 ed un massimo di 72,3.

Tabella 3 – *Indice di stato psicologico dei genitori e del figlio (punteggio medio).*

Figlio	Entrambi i genitori presenti			Un solo genitore presente	
	Madre	Padre	Figlio	Madre o padre	Figlio
Non disabile	48,6	50,4	51,9	47,1	50,9
Disabile	44,0	47,6	43,2	41,1	40,7
Totale	48,5	50,3	51,7	47,0	50,7

Dalla tabella 3 si desume chiaramente che lo stato psicologico di tutti i componenti del nucleo peggiora quando il figlio è disabile, soprattutto quando il nucleo è monoparentale. Si può aggiungere che, quando entrambi i genitori sono presenti, lo stato psicologico della madre è peggiore di quello del padre: al proposito, si è altresì potuto rilevare che la media di tale indice sale a 46 se il figlio ha una disabilità di origine sensoriale e scende a 42 se la disabilità lo obbliga al confinamento.

Tabella 4 – *Giudizio sulle risorse e stato d'animo della madre secondo la presenza di un figlio disabile.*

		Figlio non disabile %	Figlio disabile %
Risorse economiche	scarse o insufficienti	27,4	43,5
Si è sentito calmo o sereno	sempre o quasi sempre	44,0	36,5
Si è sentito scoraggiato e triste	quasi mai o mai	60,3	39,6
Descriverebbe sé stesso come	felice o abbastanza felice	91,2	78,9
Condizione professionale	occupato	33,4	9,0
Indice di stato psicologico	basso (primo terzile)	31,5	52,4
	alto (terzo terzile)	34,0	23,5

Il ricorso agli altri indicatori del “sentirsi” più o meno bene (bene-essere) consente di qualificare in una qualche misura la percezione del disagio. Teniamo ancora in considerazione solo la madre (nucleo non monogenitore). Come la tabella 4 pone in evidenza, quando in casa c'è un figlio disabile più della metà delle madri presenta un indice di stato psicologico che si colloca nel primo terzile della distribuzione e solo 4 su 10 non si sono mai o quasi mai sentite scoraggiate o tristi. Inoltre, coloro che giudicano scarse o insufficienti le risorse familiari sono molto più rappresentate e, soprattutto, va rimarcato che la percentuale di occupate è quasi un quarto (9 per cento contro 33 per cento).

Tabella 5 – *Analisi multivariata: caratteristiche dei genitori e probabilità relativa di trovare nella famiglia un figlio disabile.*

		Coppia Odds ratio		Monogenitore Odds ratio
		Madre	Padre	Madre o padre
<i>Titolo di studio</i>	elementare	1,00	1,00	1,00
	media superiore	0,74	1,07	1,90
	media inferiore	1,09	0,92	1,00
	università	0,22	0,73	-
<i>Età</i>	da 40 a 49 anni	1,00	1,00	1,00
	da 50 a 59 anni	1,22	1,90	1,82
	da 60 a 69 anni	2,85	3,16	1,62
	70 anni e oltre	6,32	7,21	3,60
<i>Condizione professionale</i>	non occupato	1,00	1,00	1,00
	occupato	0,40	0,96	0,30
<i>Professione</i>	operaio	1,00	1,00	1,00
	dirigente, libero			
	profess.	1,56	0,37	1,13
	impiegato	1,13	0,76	0,80
	altre professioni	0,78	0,88	0,58
<i>Risorse della famiglia</i>	adeguate	1,00	1,00	1,00
	ottime	1,21	1,16	0,84
	scarse	1,66	1,70	0,49
	insufficienti	1,69	1,72	0,59
<i>Indice di stato psicologico</i>	medio	1,00	1,00	1,00
	basso	2,02	1,37	3,33
	alto	0,79	0,74	0,52

Più interessanti si dimostrano però i risultati dell'analisi multivariata che consentono di delineare le caratteristiche dei genitori e la loro qualità della vita quando il figlio è affetto da una qualche forma di invalidità. I valori dell'*odds ratio*³, presentati nella tabella 5 confermano che, a parità di altre caratteristiche, quando il figlio è disabile la probabilità che una madre sia occupata è di 0,4 a 1 mentre quella del padre è praticamente di 1 a 1. Lo status psicologico peggiora con evidenza: la probabilità che appartenga al primo terzile è di 2 a 1 (secondo terzile) o addirittura nel caso di unico genitore. Per converso si deve sottolineare che il giudizio sulle risorse familiari non è influenzato unidirezionalmente poiché valori dell'*odds ratio* superiori a 1 (risorse adeguate) si riscontrano sia nel caso di risorse ottime sia nel caso di risorse scarse quando nei nuclei ci sono entrambi i genitori e, si riscontrano sempre inferiori a 1 quando il nucleo è monoparentale. Infine corre

³ I valori sono tutti statisticamente significativi almeno al livello 1%

l'obbligo di aggiungere che risultati analoghi sono emersi dalla replicazione del modello logistico tenendo conto delle diverse tipologie di disabilità.

Riferimenti bibliografici

Carter I., 2008. *Il rispetto e le basi dell'eguaglianza*. In Carter I., Galeotti A.E., Ottonelli V. (eds), *Eguale rispetto*, Bruno Mondadori, Milano 2008.

Chiappero Martinetti E., 2008. *Complexity and vagueness in the capability approach: strengths or weaknesses*. In Comim F., Qizilbash M., Alkire S. (eds), *The capability approach in Human Development: Concepts, Applications and Measurement*, pp. 268-309, Cambridge University Press, Cambridge.

Sen A.K. 2005. *Lectio doctoralis "Justice and Human Disability"*. *Il Politico*, 209:321-328.

Taanila A., Jarvelin M.R., Kokkonen J., 1999. *Cohesion and parent's social relations in families with a child with disability o chronic illness*, *International Journal of Rehabilitation research*, 22: 101-199.

Van Riper M., Ryff C., Pridham K., 1992. *Parental and family well-being in families of children with down syndrome: A comparative study*, *Research in Nursing & Health*, 15(3):227-235.

SUMMARY

The disabled and their families: from malaise to social exclusion

Using the micro-data files of multi-purpose surveys, a logistic regression analysis has been applied to assess whether individual and familiar malaise is related to the condition of disability. A disabled person is less educated, has less chance of having a job, however, uneasiness is not directly associated to the availability of economic resources, but rather it is a state of "bad-being". A disabled child in a family reduces, in particular, the mother's chances of a professional career and affects the psychological condition of both parents, and, to a greater extent, that of the mother.

Carla GE, Dipartimento di Statistica ed Economia Applicate "L. Lenti" Università di Pavia.

Simone GERZELI, Dipartimento di Statistica ed Economia Applicate "L. Lenti" Università di Pavia.

NUOVI METODI PER DETERMINARE LA SOGLIA DI POVERTA'

Chiara Gigliarano

1. Introduzione

Nella letteratura sulla misurazione della povertà non esiste un'univoca definizione di linea di povertà. Diverse soglie sono state proposte che vengono tuttora applicate; in particolare, l'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) definisce la linea di povertà per una famiglia di due componenti come la spesa media mensile procapite nazionale, mentre altre soglie ufficiali di povertà individuale sono definite come una proporzione p del reddito equivalente mediano nazionale ($p=50%$ per la Banca d'Italia, $p=60%$ per Eurostat).

Tuttavia, analisi basate su diverse linee di povertà conducono a conclusioni che sono spesso tra loro non confrontabili. Risulta perciò importante stabilire dei criteri oggettivi che possano aiutare a individuare una soglia di povertà univoca.

Nel presente lavoro si propone una definizione endogena di linea di povertà, tale che sia la distribuzione dei redditi stessa a distinguere opportunamente i poveri dai ricchi. Si definisce in particolare soglia di povertà quel livello di reddito che divide la popolazione in due gruppi, le cui rispettive distribuzioni di reddito siano differenti in qualche senso ben specificato.

Tale approccio è giustificato da studi empirici che mostrano come la distribuzione del reddito di una popolazione sia tipicamente caratterizzata dalla presenza di gruppi tra loro fortemente eterogenei (ad esempio Pittau e Zelli, 2006).

La metodologia qui utilizzata è basata sul modello statistico del punto di cambiamento, che si occupa di stabilire se una successione di dati ordinati cronologicamente possa essere considerata omogenea o piuttosto se un cambiamento sia avvenuto in un determinato istante di tempo nella distribuzione che governa tale processo. Per maggiori dettagli su modelli di punto di cambiamento si veda, ad esempio, Csörgő e Horváth (1997).

L'analisi di cambiamenti improvvisi all'interno di una successione di dati è oggetto di studio nell'ambito del controllo di qualità, così come in numerose scienze sperimentali e sociali, tra cui ad esempio l'epidemiologia e la sismologia.

Il primo tentativo di applicare l'analisi del punto di cambiamento alla letteratura della distribuzione del reddito risale al lavoro di D'Ambrosio, Muliere e Secchi (2003). Essi assumono che il meccanismo che genera i redditi dei poveri sia

diverso dal meccanismo che genera i redditi dei ricchi, e che entrambe le sottodistribuzioni di reddito abbiano una forma parametrica. Obiettivo del loro lavoro è dunque quello di individuare una o più soglie di reddito in corrispondenza delle quali la distribuzione sottostante cambia forma funzionale.

Tuttavia, l'approccio parametrico che essi adottano ha il principale svantaggio che l'inferenza dipende fortemente dal modello parametrico scelto.

Con il presente lavoro si propone perciò di superare tale limite, estendendo il lavoro di D'Ambrosio, Muliere e Secchi (2003) in due direzioni: (i) confrontando diversi modelli parametrici con opportuni test d'adattamento, e (ii) adottando un approccio non parametrico.

L'articolo è strutturato come segue: nella Sezione 2 si descrivono l'approccio parametrico e quello non parametrico del metodo di punto di cambiamento; nella Sezione 3 si discutono i risultati ottenuti da analisi empiriche, basate sui dati dell'Indagine sui Bilanci delle famiglie italiane condotta dalla Banca d'Italia; nella Sezione 4 si conclude.

2. Il metodo del punto di cambiamento per determinare la soglia di povertà: due approcci alternativi

2.1 Approccio parametrico

Il lavoro di D'Ambrosio, Muliere e Secchi (2003) costituisce il primo tentativo di applicare il metodo del punto di cambiamento alla distribuzione del reddito.

Siano (X_1, X_2, \dots, X_n) e $(X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)})$ rispettivamente la successione non ordinata e quella ordinata dei redditi di una popolazione.

Inoltre, sia θ il livello di reddito che divide la distribuzione in due parti nel modo seguente: tutti i redditi $X_i \leq \theta$ sono *iid* generati dalla distribuzione f_0 e tutti i redditi $X_i > \theta$ sono *iid* generati dalla distribuzione f_1 . Perciò, il valore τ tale che $1 \leq \tau \leq n$ e che $X_\tau = \sup\{X_i \leq \theta\}$ è detto il *punto di cambiamento* della distribuzione del reddito. La soglia di povertà è dunque posta pari al valore di reddito θ .

Il punto di cambiamento è stimato mediante il metodo della verosimiglianza; si vuole individuare cioè quel valore τ che massimizza la funzione di verosimiglianza, data da

$$L(\tau, \delta_0, \delta_1) = \tau! \prod_{i=1}^{\tau} f_0(x_{(i)} | \delta_0) (n - \tau)! \prod_{i=\tau+1}^n f_1(x_{(i)} | \delta_1),$$

dove f_0 e f_1 sono distribuzioni parametriche con parametri non noti, rispettivamente δ_0 e δ_1 , e i cui supporti non s'intersecano.

Per ulteriori dettagli sull'algoritmo di stima di τ , si veda D'Ambrosio, Muliere e Secchi (2003).

Le distribuzioni parametriche più comunemente usate per f_0 e f_1 sono la distribuzione di Pareto, che approssima bene la coda destra della distribuzione del reddito, e la distribuzione lognormale, adatta per i redditi centrali (Pen, 1971).

Il principale problema che s'incontra adottando un approccio parametrico è dovuto al fatto che l'inferenza è fortemente influenzata dalla scelta del modello; come si mostrerà nell'applicazione della Sezione 3, ciò vale anche nell'analisi parametrica del punto di cambiamento.

Sembra perciò importante adottare un criterio che consenta di confrontare i diversi modelli parametrici, individuando quello che meglio si adatta ai dati.

Si propone qui di estendere il lavoro di D'Ambrosio, Muliere e Secchi (2003), confrontando diversi modelli parametrici del punto di cambiamento mediante un test di adattamento, che misuri la distanza tra la funzione di ripartizione empirica $F_n(x_j) = j/n$ e la funzione di ripartizione stimata del modello parametrico del punto di cambiamento, data da

$$F(x | \hat{\delta}_0, \hat{\delta}_1) = \int_{-\infty}^{\min\{x, \hat{\theta}\}} f_0(t | \hat{\delta}_0) dt \cdot P(x \leq \hat{\theta}) + \int_{\hat{\theta}}^{\max\{x, \hat{\theta}\}} f_1(t | \hat{\delta}_1) dt \cdot P(x > \hat{\theta}).$$

Numerosi sono i test di adattamento presenti in letteratura, tra cui il test bilaterale di Kolmogorov-Smirnov, che è basato sulla statistica

$$KS = \sup_j \left| F(x_j | \hat{\delta}_0, \hat{\delta}_1) - F_n(x_j) \right|,$$

e la statistica costituita dalla radice dell'errore quadratico medio (*Root Mean Square Error* o RMSE), data da

$$RMSE = \frac{1}{n} \sqrt{\sum_{j=1}^n (F(x_j | \hat{\delta}_0, \hat{\delta}_1) - F_n(x_j))^2}.$$

Valori grandi delle statistiche KS e $RMSE$ inducono a rifiutare l'ipotesi nulla, secondo cui i dati provengono dal modello parametrico stimato del punto di cambiamento.

Quando tali test suggeriscono di rifiutare tutti i modelli proposti, risulta opportuno adottare un approccio non parametrico.

2.2 Approccio non parametrico

In un contesto non parametrico, non si assume alcuna forma funzionale per le sottodistribuzioni f_0 e f_1 , cosicché l'intera distribuzione del reddito viene tipicamente sintetizzata dai suoi momenti.

Sebbene i momenti non possano determinare univocamente una distribuzione, essi contengono importanti informazioni. Per esempio, se i momenti di ordine primo e secondo delle distribuzioni prima e dopo un punto di cambiamento sono significativamente differenti, allora si può affermare che esiste un punto di cambiamento nella media e nella varianza dell'intera distribuzione.

Per testare in modo non parametrico l'esistenza di un cambiamento nella distribuzione, si procederà dunque ad analizzare cambiamenti nei suoi momenti.

Senza perdita di generalità, si consideri una generica trasformazione $h(\cdot)$ dei dati; per verificare la presenza di cambiamenti nella media della distribuzione di $h(X)$, si propone di utilizzare il test non parametrico discusso in Guan (2004), che ipotizza una varianza di $h(X)$ non nota ma costante.

Si vuole in particolare testare l'ipotesi nulla $H_0: E(h(X_1)) = \dots = E(h(X_n))$ contro l'ipotesi alternativa $H_1: \text{esiste } \tau, 1 \leq \tau \leq n, \text{ tale che } E(h(X_1)) = \dots = E(h(X_\tau)) \neq E(h(X_{\tau+1})) = \dots = E(h(X_n))$.

Un valore significativamente alto della seguente statistica test

$$S_n = \max_{\tau} \frac{n}{\tau(n-\tau)} G^T(\tau) \Sigma_n^{-1} G(\tau), \quad (1)$$

dove

$$G(\tau) = \sum_{i=1}^{\tau} h_i - \frac{\tau}{n} \sum_{i=1}^n h_i \quad e \quad \Sigma_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n (h_i - \bar{h})(h_i - \bar{h})^T,$$

con

$$h_i = h(x_i) \quad e \quad \bar{h} = \sum_i h_i / n,$$

induce a rifiutare l'ipotesi nulla H_0 a favore dell'alternativa H_1 .

Il punto di cambiamento secondo l'approccio non parametrico è dunque definito come il valore τ , $1 \leq \tau \leq n$, che massimizza la distanza tra le medie dei due gruppi identificati da τ stesso. La rispettiva soglia di povertà è indicata con X_τ .

Diverse scelte della funzione $h(\cdot)$ sono possibili; nella successiva applicazione, si userà $h(X) = \log(X)$, come suggerito da Guan (2004).

I principali test usati per verificare se il momento di ordine secondo, o la varianza, di una successione di osservazioni abbia subito un cambiamento significativo sono discussi, ad esempio, in Csörgő e Horváth (1997); modelli non

parametrici del punto di cambiamento sono discussi anche in Carlstein (1988) e Zou et al. (2007).

3. Applicazione empirica

Questa sezione è finalizzata ad illustrare, a titolo esemplificativo, le principali differenze tra l'approccio parametrico e quello non parametrico del metodo del punto di cambiamento per la determinazione della soglia di povertà. L'analisi è basata sui dati dell'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane, condotta periodicamente dalla Banca d'Italia; gli anni considerati sono 2002, 2004, 2006.

Al fine di tener conto della dimensione familiare, il reddito è stato trasformato usando la scala di equivalenza *OCSE modificata*¹.

La Tabella 1 mostra i risultati ottenuti dall'analisi parametrica.

Tabella 1 – Risultati dell'analisi parametrica del punto di cambiamento.

Anno	$f_0;f_1$	Linea di povertà (euro)	HR	PG	KS	KS p-value	RMSE
2002	PA;PA	6021	7.86%	2.44%	0.878	<0.001	0.537
	LN;PA	10113	30.11%	8.75%	0.768	<0.001	0.498
2004	PA;PA	6450	6.72%	1.94%	0.895	<0.001	0.543
	LN;PA	12948	38.88%	12.39%	0.737	<0.001	0.478
2006	PA;PA	6400	5.60%	1.56%	0.907	<0.001	0.547
	LN;PA	13950	38.18%	11.80%	0.744	<0.001	0.479

Nota: PA indica la distribuzione di Pareto; LN indica la distribuzione Lognormale. HR è l'incidenza di povertà o *Headcount Ratio*, mentre PG è l'intensità di povertà o *Poverty Gap*.

Per ciascuno degli anni considerati, il modello parametrico basato sulla combinazione di Pareto-Pareto² individua un cambiamento nella distribuzione del reddito in corrispondenza di un livello di reddito molto inferiore rispetto a quanto venga individuato dal modello Lognormale-Pareto³. Questa netta divergenza tra le soglie di povertà individuate dai due modelli è simile a quanto ottenuto in D'Ambrosio, Muliere e Secchi (2003), seppure su dati differenti.

¹ La scala OCSE modificata attribuisce pesi pari a 1 al capofamiglia, 0.5 a tutti gli altri adulti del nucleo familiare, 0.3 ai componenti familiari al di sotto dei 15 anni.

² Il modello Pareto-Pareto ipotizza che la distribuzione dei poveri sia una distribuzione di Pareto, e che la distribuzione dei ricchi sia una distribuzione di Pareto.

³ Il modello Lognormale-Pareto assume che la distribuzione dei poveri sia una distribuzione Lognormale, e che la distribuzione dei ricchi sia una distribuzione di Pareto.

Dalla Tabella 1 si nota inoltre che, per tutti gli anni considerati, il test di Kolmogorov-Smirnov rifiuta l'ipotesi nulla che i dati provengano da uno o l'altro dei modelli parametrici assunti.

E' possibile comunque utilizzare le statistiche *KS* e *RMSE* per creare un ordinamento tra i due modelli parametrici considerati; la Tabella 1 mostra come in tutti gli anni il modello Lognormale-Pareto induca un errore inferiore rispetto al modello Pareto-Pareto.

Dato che l'analisi parametrica non predilige nessuno dei modelli parametrici considerati, si può ricorrere all'analisi non parametrica, i cui risultati sono illustrati nella Tabella 2. Si noti che in questa applicazione è stato considerato solo il punto di cambiamento non parametrico basato sul momento di ordine primo. La Tabella 2 mostra come l'analisi non parametrica rifiuti in tutti gli anni l'ipotesi nulla che la media rimanga costante, a favore dell'ipotesi che esista un significativo punto di cambiamento nella media del reddito.

Tabella 2 – Risultati dell'analisi non parametrica del punto di cambiamento.

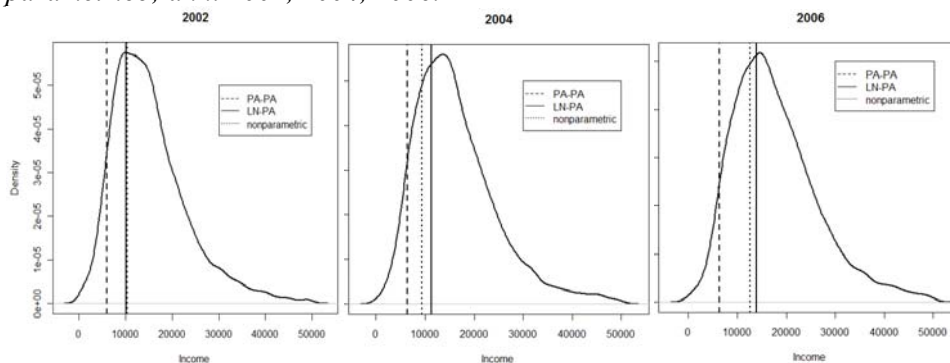
Anno	Bootstrap p-value	Linea di povertà (euro)	HR	PG
2002	<0.001	10400	32.20%	9.50%
2004	<0.001	9320	21.00%	5.70%
2006	<0.001	12594	31.90%	9.40%

Nota: HR è l'indice di incidenza di povertà o *Headcount Ratio*, mentre PG è l'indice di intensità di povertà o *Poverty Gap*.

Si può inoltre notare che in tutti gli anni la linea di povertà non parametrica (e di conseguenza gli indici di povertà HR e PG) si colloca in una posizione intermedia tra le due soglie parametriche, assumendo sempre un valore più simile alla linea individuata dal modello Lognormale-Pareto. Ciò è ben evidente dalla Figura 1, che confronta le soglie di povertà proposte dall'analisi parametrica con quella ottenuta dall'analisi non parametrica.

La Tabella 3 infine descrive le principali caratteristiche socio-demografiche del gruppo dei poveri identificato sia mediante il metodo parametrico che tramite il metodo non parametrico. Anche in questo caso si può notare come i poveri stabiliti dal metodo non parametrico siano simili a quelli definiti con il metodo parametrico Lognormale-Pareto.

In particolare, se confrontate con le famiglie ricche, quelle povere presentano un livello di istruzione inferiore, sono famiglie più numerose, con un numero di figli minorenni più elevato e con una più alta frequenza di capofamiglia donna.

Figura 1 – Soglie di povertà individuate dagli approcci parametrico e non parametrico; anni 2002, 2004, 2006.**Tabella 3** – Descrizione delle famiglie povere e non povere.

	Famiglie non povere			Famiglie non povere		
	NP	PA;PA	LN;PA	NP	PA;PA	LN;PA
Livello d'istruzione del CF						
<i>Nessuna</i>	12.17	13.76	10.98	2.44	5.02	2.13
<i>Licenza elementare</i>	32.31	26.04	32.56	20.46	24.09	19.03
<i>Licenza media inferiore</i>	33.40	41.18	33.41	26.74	28.09	26.01
<i>Diploma media superiore</i>	19.05	18.11	19.77	37.97	32.83	39.57
<i>Laurea</i>	3.06	0.90	3.28	12.40	9.97	13.27
CF Maschio	57.25	56.91	58.21	66.94	64.30	67.40
Età del CF	55.77	51.72	56.12	55.23	55.62	54.95
Numero percettori di reddito	1.37	1.23	1.41	1.78	1.68	1.81
Numero componenti	2.79	3.20	2.73	2.45	2.52	2.45
Numeri di figli minori	0.48	0.73	0.45	0.30	0.34	0.30

Nota: NP si riferisce al metodo non parametrico; PA indica la distribuzione di Pareto; LN la distribuzione Lognormale. HR CF è il capofamiglia.

4. Osservazioni conclusive

Un metodo alternativo è stato proposto per definire la linea di povertà, interpretata come una soglia che divide la distribuzione in due omogenee sottodensità. Lo strumento adottato è quello del punto del cambiamento, originariamente proposto da D'Ambrosio, Muliere e Secchi (2003); l'approccio parametrico di tali autori ha tuttavia il principale svantaggio che i risultati dipendono dal modello funzionale adottato.

In questo lavoro si è proposto di superare tale limite, adottando un approccio non parametrico, secondo il quale la distribuzione non nota dei redditi possa essere sintetizzata dai suoi momenti (soprattutto da media e varianza). Il principale vantaggio del metodo non parametrico è quello di individuare un'unica soglia di povertà, evitando il problema di dover arbitrariamente scegliere tra modelli alternativi.

I metodi qui discussi non possono tuttavia essere confrontati con le linee di povertà ufficiali, essendo fondati su punti di vista diversi. Mentre le soglie ufficiali di povertà sono essenzialmente definizioni convenzionali, la soglia qui proposta si basa su un criterio esplicito: la linea di povertà è quel livello di reddito che individua all'interno della successione ordinata dei redditi due gruppi, tali per cui la distribuzione del primo gruppo è significativamente diversa da quella del secondo.

Riferimenti bibliografici

- Carlstein, E. 1988. Nonparametric Change-Point Estimation, *The Annals of Statistics* 16, 188-197.
- Csörgő e Horváth, 1997. *Limit Theorems in Change-Point Analysis*, Wiley, NY.
- D'Ambrosio C., Muliere P. e Secchi P. 2003. *Income Thresholds and Income Classes*, DIW Discussion Papers n. 325, Berlin.
- Guan, Z. 2004. *A semiparametric changepoint model*, *Biometrika* 91, 849-862.
- Pen, J. (1971) *Income Distribution Facts, Theories, Policies*, Prager.
- Pittau, M.G. e Zelli, R. (2006) Empirical Evidence of Income Dynamics Across EU Regions, *Journal of Applied Econometrics*, 21, 605-628.
- Zou, C., Liu, Y., Qin, P. e Wang, Z. 2007. Empirical likelihood ratio test for the change-point problem, *Statistics and Probability Letters* 77, 374-382.

SUMMARY

An extension of the work in D'Ambrosio, Muliere and Secchi (2003) is proposed, for determining the poverty line as a change point in income distribution through a nonparametric approach.

Chiara GIGLIARANO è Assegnista di ricerca in Statistica presso il Dipartimento di Economia, Università Politecnica delle Marche, Ancona.

ANALISI DELLA POVERTA' NELL'AREA METROPOLITANA DELLO STRETTO

Filippo Grasso, Maria Elisabetta Azzarà¹

1. Introduzione

Nella odierna società di tipo industriale e consumistico, caratterizzata dall'attuale recessione economica, la definizione di "povertà" viene identificata come la mancanza parziale o totale, di una condizione minimale rispetto a ciò che viene ritenuto il livello medio di sussistenza.

Si deve riconoscere che la povertà ancora oggi esibisce connotati che oltrepassano quelli, intuitivi, della mera indigenza materiale, che sono ben indicati dal significato di debolezza (e di dipendenza), rivelato dalla derivazione semantica della parola. L'importante distinzione tra povertà relativa e povertà assoluta, in questo senso, costituisce una rilevante griglia classificatoria rispetto al pluralismo interpretativo che l'ambiguità del concetto inevitabilmente comporta.

Di conseguenza viene così a modificarsi la definizione di povertà, considerata nella sua accezione tradizionale come elemento turbativo o di regressione sociale, facendo scaturire così il concetto di deprivazione sociale o povertà relativa o deprivazione relativa, riconducibile alla sfera societaria dell'individuo.

2. Indici di povertà

2.1 Diffusione ed intensità

Si definisce indice di diffusione o di estensione della povertà il rapporto tra il numero di poveri q ed il totale di individui componenti la popolazione considerata n .

$$H = \frac{q}{n} \quad (1)$$

¹ Il presente lavoro pur essendo frutto di entrambi gli autori, sono da attribuire a F. Grasso i paragrafi n. 1, 2, 3 ed a M. E. Azzarà i paragrafi n. 4,5.

L'indice H , pur fornendo una misura della diffusione della povertà, non descrive la misura della sua intensità. A tal fine si introduce un altro indice fondamentale I , dove y_i è il reddito dell' i -mo individuo povero, questo è dato da:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{Zq} = \frac{\sum_{i=1}^q d_i}{Zq} \quad (2)$$

Esso prende anche il nome di « Income Gap Ratio» o di indice del divario di povertà ed è pari alla somma dei divari all'interno della fascia dei "poveri" rapportata al reddito complessivo di questi ultimi nell'ipotesi che ognuno di essi abbia un reddito pari a Z .

Gli indici I e H non soddisfano il principio dei trasferimenti (cioè non registrano le variazioni del numero degli individui poveri) e sono insensibili ai mutamenti nella distribuzione del reddito.

2.2 Il coefficiente di GINI

Il coefficiente di Gini o coefficiente di distribuzione viene utilizzato come indice di distribuzione o indice di ineguaglianza per la misura della povertà, esso è definito come:

$$G = \frac{1}{2q^2 m} \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^q |y_i - y_j| \quad (3)$$

essendo m il reddito medio dei "poveri" pari a:

$$m = Z(1 - I) \quad (4)$$

Infatti:

$$\begin{aligned} Z(1 - I) &= Z \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^q d_i}{Zq} \right) = Z - \frac{\sum_{i=1}^q (Z - y_i)}{q} = \\ &= Z - \frac{(qZ - \sum_{i=1}^q y_i)}{q} = Z - q \frac{Z}{q} + m = m \end{aligned} \quad (5')$$

Il coefficiente G rappresenta il rapporto fra la differenza media con ripetizione tra il reddito dei poveri (A) ed il doppio della loro media aritmetica (B)

$$(A) = \frac{\sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^q |y_i - y_j|}{q^2} \quad (B) = 2m \quad (6)$$

Il termine (A) descrive l'ineguaglianza dei redditi all'interno della fascia di povertà. G rappresenta quindi un indice che, insieme ad I ed H , mostra il fenomeno in modo completo.

3. L'indice di SEN

Sulla base dei tre indici H , I e G , Sen propose un indice di povertà che soddisfa i tre assiomi fondamentali:

- dei pesi;
- del benessere monofonico;
- del valore normalizzato dell'indice di povertà.

$$S = H \left\{ 1 - (1 - I) \left[1 - G \left(\frac{q}{1 + q} \right) \right] \right\} \quad (7)$$

che può essere scritta come:

$$S = HI \left[1 + G \frac{(1 - I)}{I} \right] \quad (8)$$

oppure

$$P' = \frac{q}{nZ} [Z - m(1 - G)] \quad (9)$$

I due indici S e P' rappresentano entrambi l'indice di Sen.

P' è l'indice che misura aspetti diversi dell'intensità della povertà relativa, intesa come la somma dei divari di povertà che permetterebbero di raggiungere il reddito Z .

Definiamo P l'indice che esprime la quota dell'income-gap della povertà rispetto al reddito totale della collettività, calcolato attribuendo a ciascuna unità economica il reddito della linea della povertà.

Difatti:

$$P = \frac{q(Z - m)}{nz} \quad (10)$$

Le formule così espresse di P e P' forniscono l'informazione sia dell'estensione della povertà q/n , sulla gravità o income-gap della povertà:

$$\left(\frac{Z - m}{z} \right) \quad (11)$$

In altri termini P misura la gravità del fenomeno della povertà e P' misura la gravità del fenomeno della povertà, tenendo conto del grado di disuguaglianza nella distribuzione del reddito pro-capite.

Definiamo invece M un indice dato da:

$$M = \frac{q(Z - m)}{n\mu} \quad (12)$$

dove μ è il reddito medio pro-capite all'interno della collettività.

Esso misura la quota dell'income-gap della povertà rispetto al reddito complessivo della popolazione considerata.

Inoltre F misura la quota del reddito dei « non poveri» necessaria per portare il reddito delle unità povere al livello della linea della povertà.

$$F = \frac{q(Z - m)}{n\mu - mq} \quad (13)$$

Inoltre:

$$M' = \frac{q[Z - m(1 - G)]}{n\mu} \quad (14)$$

$$F' = \frac{q[Z - m(1 - G)]}{n\mu - mq} \quad (15)$$

Per tali parametri, conviene far presente due riflessioni;

- la prima è che le formule non devono essere interpretate come indici di povertà, quanto piuttosto come indicatori delle possibilità di alleviamento del fenomeno. Infatti potrebbe accadere che, fermo restando il livello e la distribuzione dei redditi dei poveri, aumenti il reddito di una o più persone non povere con conseguente aumento del denominatore delle due formule e diminuzione del valore dei due indici, mentre in effetti la povertà non risulterà diminuita.
- La seconda osservazione riguarda il fatto che gli indici delle due predette formule possono risultare superiori all'unità ove la linea della povertà (Z) sia fissata ad un livello sufficientemente più elevato del reddito medio (μ) della collettività considerata.

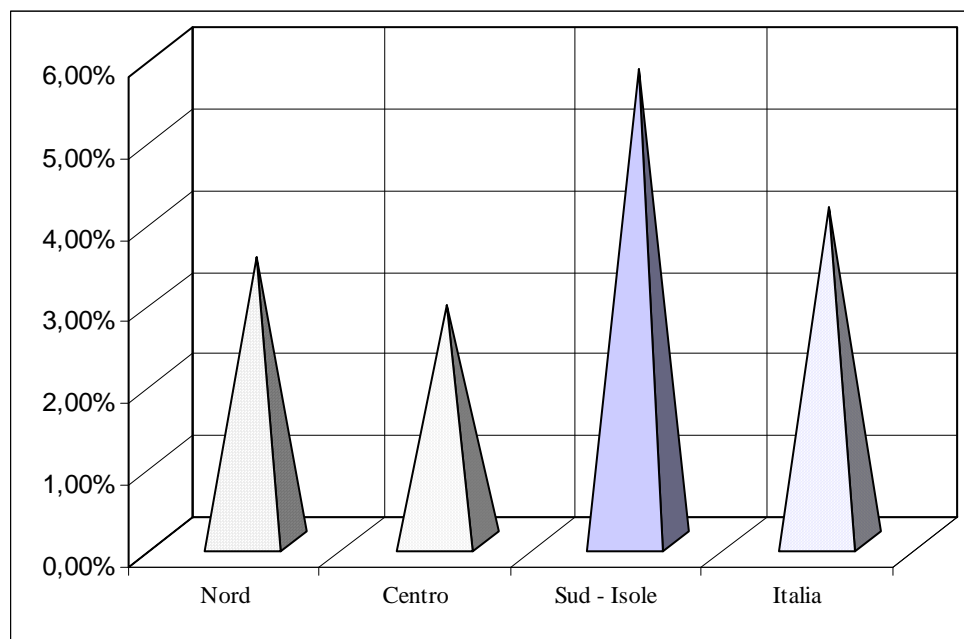
In questo caso, infatti, l'income-gap della povertà potrebbe superare il reddito dei non-poveri o addirittura il reddito totale della società.

Per evitare questo inconveniente basta che il reddito medio della collettività sia sempre superiore al reddito corrispondente alla linea della povertà” (Giannone, 1978).

4 . Risultati dell'indagine

In Italia pressappoco due milioni e mezzo di persone vivono in condizioni di povertà assoluta, questi sono definiti poveri in mezzo ai poveri.

Figura 1 – Incidenza della povertà familiare della popolazione del territorio nazionale – 2007.



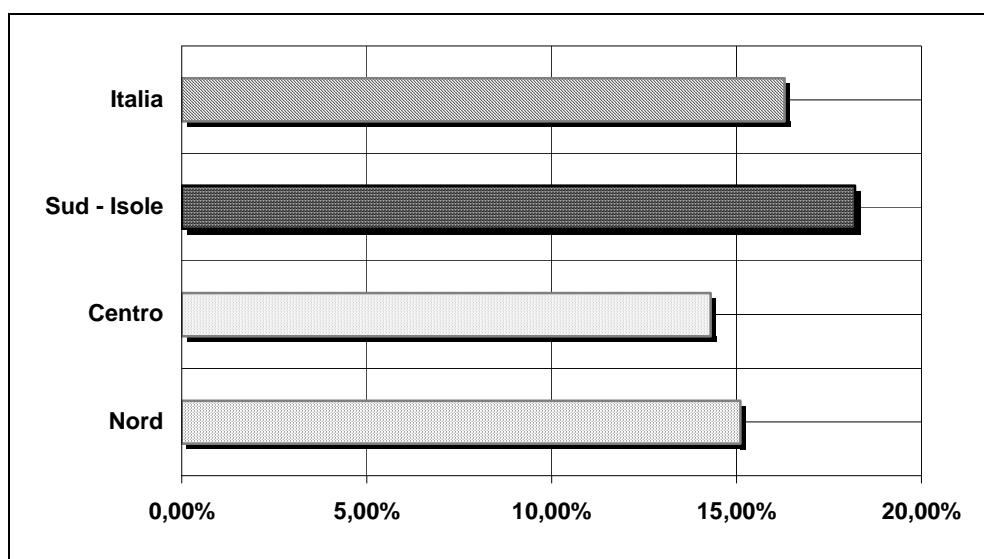
Fonte: ns. elaborazione su dati Istat

Tale realtà è comune in misura maggiore nel Sud e nelle Isole che è pari al 5,8% (Figura 1), dove l'incidenza di povertà assoluta ha completamente un valore più alto rispetto a tutto il territorio nazionale, superiore di quasi due volte rispetto a quella osservata nel resto del Paese che è pari al 4,1%.

Nel Nord, la percentuale delle famiglie povere in termini assoluti si aggira al 3,5%, e tra le famiglie del Centro è al 2,9%.

La stima dell'Head Count Ratio o Indice di diffusione nell'area metropolitana dello stretto è pressappoco del 4,73%, poco al di sopra della media dell'intensità della povertà delle famiglie di tutto il territorio.

Figura 2 – Intensità della povertà – 2007.



Fonte: ns. elaborazione su dati Istat.

L'intensità della povertà evidenziatasi è pari al 16,3% sui dati dell'intera popolazione (*Figura 2*), si spinge al 18,2% tra le famiglie residenti nel Sud mentre al Nord ed al Centro raggiunge i valori rispettivamente di 15,1% e 14,3%.

Il Poverty Gap Ratio determina di quanto in valori percentuali della spesa media delle famiglie distinte come povere è al di sotto della limite di povertà.

Inoltre calcolando l'indice di Sen possiamo misurare la povertà considerando contemporaneamente le dimensioni del Tasso di povertà, del Grado di povertà e dell'Ineguaglianza nelle distribuzioni dei redditi tra i poveri che nel nostro caso studio corrisponde ad una percentuale del 3,50%.

Il nostro lavoro si basa principalmente su un progetto presentato dal Comune di Reggio Calabria - Settore Politiche Sociali – che ha per titolo il “Contrasto alla povertà”.

Ai beneficiari spetta un sostegno economico garantito, una tantum. Il contributo viene rivolto a nuclei familiari che versino in condizioni di povertà privi di reddito o con reddito insufficiente.

5. Conclusioni

In conclusione possiamo dire che l'intensità e le incidenze più profonde di povertà si riscontrano in quelle famiglie con un alto numero di componenti, principalmente in quante di queste hanno più di un figlio o altri componenti affiliati.

Non vengono trascurate però le famiglie con un capo famiglia donna o con componenti anziani, tali tipologie incidono fortemente e principalmente se si tratta di anziani soli o pensionati dove solo in Calabria si riscontra una presenza del 24% rispetto alla popolazione. Infine la povertà è connivente della disoccupazione o non occupazione, aderente a livelli d'istruzione bassi ed al *working poor* che allontana dal mercato del lavoro.

Il presente lavoro è a tutto oggi in fase di perfezionamento, in funzione del Decreto Federalismo Fiscale per la definizione dell'Area Metropolitana, ed in base al Quinto Rapporto sull'economia della provincia di Messina: analisi socio-economica e stili di vita dell'Area dello Stretto.

Riferimenti bibliografici

- Atkinson A.B.: La povertà in Europa. Ed. Il Mulino, 2000.
- Carbonaro G.: Povertà: problemi di definizione e di misura, "Sistema Previdenza", n. 214/2003.
- Carzo D. et al.: Globalità, virtualità e realtà locale. Genere, consumi e comunicazione in una città di provincia. F. Angeli, 2007.
- Centorrino M.- David P.: *Le città della Fata Morgana. Quinto Rapporto sull'economia della provincia di Messina: analisi socio-economica e stili di vita dell'Area dello Stretto*. Ed. F. Angeli, 2009.
- Giannone A.: *La povertà in Italia*, in: "scritti in onore di De Meo", Roma 1978.
- Guarini R -Tassinari F.: *Definizioni e misura della povertà* (par.6, in: Cap.12, *modelli e misure della disuguaglianza dei redditi*) in: Statistica Economica, Ed. il Mulino 2000.
- Istat: *La povertà e l'esclusione sociale nelle regioni italiane*, Roma 2003.
- Negri N. – Saraceno C.: *Povertà, disoccupazione ed esclusione sociale*, in *Stato e Mercato*, n.59/2000.
- Sarpellon G.: *La povertà in Italia*, (Vol.I-II), Ed. F. Angeli, 1982.
- Sen A.: *Poverty: an ordinal approach to measurement*; *Econometria* vol.44/1976.
- Trivellato U.: *Il monitoraggio della povertà e della sua dinamica: questioni di misura e evidenze empiriche*, in: *Statistica* n.4/1998.

SUMMARY

The growing globalization and the increase of the competitiveness of the international markets, joining the acceleration of the process of the European integration, the introduction of the single currency and the regionalization of the political economies of the member states, impose the complicated territorial economic system to gather a great and complex challenge of innovation not only of natural technology and management, but also and over all cultural to the issue of scientifically analyzing the study of the phenomenal "Poverty".

Utilizing the gathering of the official sources, this work presents a statistical analysis of the poverty relative to the family incomes and at the economic and social conditions of the same, in the Metropolitan area of the Strait.

Filippo GRASSO, Ricercatore confermato Statistica Economica - Università di Messina.

Maria Elisabetta AZZARÀ, Dottore di ricerca in "Controllo statistico della qualità"
- Università di Messina.

AIUTO ALLO SVILUPPO E LOTTA ALLA POVERTÀ: IL RUOLO DEL MICROCREDITO

Isabella Martucci, Anna Rinaldi*

1. Introduzione

Servi, lavoratori e operai...rappresentano la parte di gran lunga maggiore di ogni grande società politica. Ma tutto ciò che fa progredire le condizioni della maggioranza non può essere mai considerato un inconveniente per l'insieme. Nessuna società può essere florida e felice se la grande maggioranza dei suoi membri è povera e miserabile (Smith, 1948). Queste parole di Adam Smith sono in perfetta sintonia con l'operato di Yunus, fondatore della Grameen Bank, premio Nobel nel 2006, che per primo ha utilizzato il microcredito per interrompere il circolo vizioso della povertà. Aiutare chi non può ottenere credito, in base alla prassi bancaria consolidata, significa porre le basi per consentire a milioni di persone di uscire dall'indigenza e, nello stesso tempo, realizzare uno sviluppo sostenibile e auto sostenuto.

Scopo di questo lavoro è mostrare quanto il riconoscere il volto etico dell'economia sia rilevante per attenuare le disuguaglianze, sconfiggere la povertà e l'esclusione sociale. Si analizza, inoltre, il ruolo del microcredito, quale mezzo per porre in essere un nuovo modello di sviluppo e raggiungere un più alto livello di benessere.

2. Etica ed economia

In epoca antica, proprio l'etica, la politica e la religione individuavano le regole di comportamento per atti di allocazione delle risorse, produzione, distribuzione e scambio. Aristotele afferma che la politica è la struttura architettonica nella quale ciascuno riceve uno spazio atto al perseguimento dei propri fini e, nell'Etica Nicomachea, sostiene che la politica è la prima tra le scienze, come la retorica, la strategia e l'economia, che gli individui devono apprendere. Secondo Aristotele ogni uomo, sia che appartenga *alla massa* che alle *persone distinte*, ritiene che il

* Pur essendo frutto di un lavoro comune, i paragrafi 2 e 3 sono da attribuirsi ad Isabella Martucci, i paragrafi 4 e 5 ad Anna Rinaldi, introduzione e conclusioni ad entrambe.

vivere bene o il riuscire coincida con la felicità, anche se non può disconoscersi che per ciascuno la felicità cambia significato in relazione alla situazione in cui ci si trova. Qualsiasi sia il significato attribuitole, il suo perseguimento implica il poter disporre di *beni esteriori*, anche se Aristotele ritiene che la vita tesa alla *ricerca del guadagno è di un genere contro natura*, e, conseguentemente, la ricchezza non è il bene supremo cui tendere.

Se, in epoca romana, viene ribadita la volontarietà dell'atto di scambio, il divieto di ogni coercizione, che rende nulla la transazione, e si condanna il mero commercio di denaro e la riscossione dell'interesse, in epoca medievale si cerca di conciliare il fiorire delle attività commerciali e, quindi, l'affermazione del ruolo del mercato nell'allocazione di risorse e beni, nell'ambito delle riflessioni sull'agire economico elaborate dagli studiosi cristiani.

Tra la fine del XVII e gli inizi del XVIII secolo, si fa sempre più forte la convinzione che l'azione dell'uomo deve essere libera e che ogni restrizione delle attività economiche vada contro l'interesse della collettività, tanto che si ritiene che l'interesse personale e i comportamenti acquisitivi tendono a creare una società industriale, sempre alla ricerca del meglio. Si riconosce nel fattore lavoro, o quanto meno nella sua gestione, il mezzo per realizzare profitti. Il lavoro comincia ad essere suddiviso e lo scambio di merci può essere visto come scambio di lavoro più o meno specializzato in esse incorporato.

Adam Smith fonda la sua teoria sulla spiegazione newtoniana dell'universo, come macchina autopropulsiva, che consente l'affermazione dell'individualismo come virtù etica. Esiste una legge naturale regolatrice: l'interesse personale, la conoscenza dei consumatori dei prezzi e della qualità delle merci, la mobilità delle risorse produttive, limitano la capacità di ogni agente di manovrare il prezzo a proprio piacimento e, quindi, il mercato è il guardiano di se stesso, in grado di autoregolarsi, nel senso che ciascuno dei suoi operatori è governato da una mano invisibile a perseguire e promuovere un fine che non era nelle sue intenzioni.

Il legame tra etica ed economia, costituito proprio dall'esistenza di questa mano invisibile in grado di conciliare l'interesse personale e l'utilità sociale, diviene meno intenso nell'architettura logica dei marginalisti, che si sviluppa e come risposta all'attacco di Marx al funzionamento del sistema economico elaborato da Smith e Ricardo, e come conseguenza dell'affermarsi del positivismo. Il banditore sostituisce la mano invisibile e l'equilibrio generale (Walras, 1974) è raggiunto attraverso un sistema di equazioni che consentono la simultanea interazione di tutti gli elementi che costituiscono il sistema.

“L'economia positiva... ha avuto l'effetto di far ignorare una gamma di complesse considerazioni etiche...è difficile non accorgersi di quanto venga elusa l'analisi normativa a livello profondo e di quanto sia trascurata l'influenza delle considerazioni di natura etica nella caratterizzazione del comportamento effettivo”

(Sen, 2002). Se si ritiene ottima in senso paretiano l'allocazione delle risorse, quando non si può migliorare la posizione di uno senza peggiorare quella di qualcun altro, è evidente che *i poveri non possono essere fatti star meglio se non si deve diminuire il lusso dei ricchi* (Sen, 2002).

Se l'economia è la scienza che cerca di individuare regole di comportamento che garantiscano l'efficiente allocazione di risorse scarse che consentono la realizzazione dell'ottimo livello di produzione e conducono ad una giusta distribuzione di beni e servizi, atti al soddisfacimento dei bisogni umani, non può consentirsi l'individuazione di regole che invertano l'ordine e vedano l'uomo come mezzo e non come fine dell'attività produttiva. Va riscoperto il senso dell'essere più che dell'avere, non perché non sia giusto avere, ma, piuttosto, perché si è troppo portati ad avere senza essere.

3. Esclusione sociale, disuguaglianza e povertà

Per cercare di ridurre la povertà che è determinata dall'esclusione sociale, strettamente connessa alla disuguaglianza, occorre riscoprire il fondamento etico dell'economia. La scienza economica, in quanto scienza sociale, è, allo stesso tempo, teoria positiva e normativa. In effetti, però, l'economia è prevalentemente positiva: si occupa di individuare le cause di un certo fenomeno, quale, ad esempio, la distribuzione delle risorse, e descriverne il funzionamento, senza esprimere giudizi di valore. La formulazione di questi giudizi è propria della teoria normativa e costituisce il fulcro dell'economia del benessere, che, grazie all'apporto della filosofia e dell'etica, individua la linea di demarcazione tra giusto e ingiusto.

La distribuzione funzionale del reddito, assegnando ad ogni classe sociale un fattore produttivo e individuandone la remunerazione, è efficiente, in quanto chi non partecipa al processo di produzione è escluso anche dalla sua distribuzione, ed è equa, nel senso che ciascuno può legittimamente ed eticamente pretendere in relazione a quanto ha contribuito a produrre.

In realtà, però, una siffatta distribuzione non appare equa e dà origine a disuguaglianze, in quanto la ripartizione del prodotto tra i fattori, se piuttosto costante nel lungo periodo, conosce nel breve termine considerevoli oscillazioni, dipendenti non solo dai mutamenti dei prezzi relativi dei fattori, ma anche da fenomeni politici e sociali. Vi è, pertanto, una sostanziale divergenza tra distribuzione funzionale o primaria e personale o secondaria, in quanto numerose sono le istituzioni dalle società private allo Stato che fra esse si frappongono, esistono differenze non solo tra i diversi redditi, ma anche nell'ambito di stesse categorie, è possibile che gli individui percepiscano contemporaneamente redditi diversi. Le cause delle disuguaglianze nella distribuzione sono individuabili nel

livello di istruzione, da ciascuno conseguito, dall'ambiente sociale in cui nutre e accresce le sue abilità e, quindi, dalla famiglia di origine e dal reddito di cui questa dispone. Mercati finanziari, perfettamente funzionanti, garantirebbero l'accesso al credito, ma la valutazione del rischio di insolvenza induce le banche a razionarlo, concedendolo solo a coloro che offrono garanzie reali o che sono disposti a pagare tassi di interesse molto elevati.

Sarebbe opportuno intervenire sull'eterogeneità delle dotazioni di partenza degli individui con effetti redistributivi, o sullo sviluppo dei talenti tramite accesso al credito. Uno strumento che è stato già utilizzato a tale scopo è quello del microcredito senza garanzie che ha portato nel 1977 alla fondazione, ad opera di Muhammad Yunus, il banchiere dei poveri, della Grameen Bank, che sorta per sostenere le donne povere del Bangladesh, si è diffusa ed ha filiali in ben 57 Paesi. Recentemente si è parlato della possibilità di aprire una filiale in Italia e questa possibilità collima con la presenza anche nei paesi industrializzati di forme di povertà, in alcuni casi, assoluta, in altri, relativa, ma soprattutto immateriale, determinata proprio dall'esclusione sociale, tipica delle società più evolute.

4. Povertà e microcredito

Il capitalismo-individualista ha avuto il merito di favorire l'estensione della libertà, specie nel campo politico, assecondando lo sviluppo della democrazia, ma non sempre ha rimosso gli ostacoli di natura economica capaci di limitare il godimento delle libertà proclamate (Ferrara Mirensi, 1981). E' questo il motivo per il quale nasce l'interesse al tema del microcredito nell'ambito dei paesi industrializzati ed italiano in particolare. Infatti, "denaro, dice il proverbio, fa denaro. Quando ne avete ottenuto un po', è spesso facile averne di più. La grossa difficoltà è ottenere quel poco" (Smith, 1776, p.128).

Il danaro si configura in questa lettura come un mezzo necessario al raggiungimento delle condizioni che consentono di godere dei diritti e delle libertà tipiche dei paesi democratici ed economicamente evoluti. Se si può ritenere che l'aumento del reddito pro capite consenta maggiori possibilità, esso non può considerarsi sufficiente ad ottenere anche maggiori capacità effettive, cioè *capability* (Sen,1981;1992;1999). Le possibilità di scelta attongono oggettivamente alla situazione economica e sociale nella quale si vive e le capacità di scelta sono, invece, soggettive: le prime sono per tutti, le seconde riguardano ciascuno (Boggio e Seravalli, 2003).

Una reazione al disinteresse, inevitabile o volontario, delle istituzioni alle fasce di popolazione escluse ed ai singoli viene dall'iniziativa privata come nel caso di Yunus, il più noto tra i fautori del moderno microcredito. Esso si configura come

un nuovo fenomeno di azione dal basso nell'economia dello sviluppo ed esprime, inoltre, una valenza poetica: non distrugge le risorse investite nel sociale ma le moltiplica, richiedendo una controprestazione da parte del ricevente, che non rimane un passivo fruitore, bensì diventa l'attore principale in un'intrapresa diretta a restituirgli dignità mediante l'inclusione (Becchetti, 2008).

Se la microfinanza comprende tutte quelle relazioni di carattere economico che un'istituzione finanziaria può stabilire con un suo cliente, dal piccolo prestito, alla gestione della liquidità, degli incassi e dei pagamenti (Becchetti, 2008), il microcredito (Ciravegna e Limone, 2006) può essere distinto in: i) modello Grameen Bank; ii) microcredito al consumo; iii) tipi di microcredito fondati sulle *partnership* tra banche ed organizzazioni non governative. Data la particolarità di questo tipo di credito, i prestatori, di consueto, non posseggono attivi di valore ed, inoltre, non sono in grado di documentare adeguatamente la propria capacità passata di generare reddito. Risulta, quindi, necessario fare ricorso a meccanismi alternativi tra i quali: l'offerta di prestiti di dimensione progressivamente crescente a coloro che si dimostrano capaci di onorare il proprio debito ed i prestiti di gruppo. Nel primo caso ci si trova di fronte ad un congegno incentivante e premiale dei comportamenti virtuosi dei singoli individui; nel secondo - tipico del modello per eccellenza del settore, la Grameen Bank - viene prestata una garanzia di gruppo, nel senso che i prestiti vengono erogati ai membri di un gruppo ristretto di persone a rotazione, solo a condizione che i rimborsi vengano regolarmente onorati dai successivi beneficiari. I prestiti possono essere altresì erogati a tutti i membri del gruppo contemporaneamente, con impegno solidale dei partecipanti. Questi meccanismi di *peer monitoring* sono tuttavia riscontrabili solo all'interno di gruppi coesi e di limitate dimensioni e non sono estendibili al di fuori di tali contesti (Ciravegna e Limone, 2006).

5. La diffusione del microcredito nel mondo e in Italia

Il rapporto del *Microcredit Summit Campaign* del 2007 registra all'incirca 3316 istituzioni di microcredito nel mondo che hanno raggiunto complessivamente 133 milioni di destinatari. A fronte di una crescita diffusa, il microcredito ha conosciuto una flessione solamente nel Nord America e nell'Europa occidentale, registrando, tuttavia, un aumento esponenziale nei paesi industrializzati, ascrivibile principalmente all'incremento di progetti nell'area dell'Europa dell'Est e dell'Asia centrale. Nell'Europa occidentale sono state tentate diverse strade del microcredito, ma, data l'assenza di una legislazione uniforme, le istituzioni attive in questo settore hanno assunto forme diverse: dalle cooperative (31%) e dalle fondazioni (25%), alle istituzioni finanziarie non bancarie (19%), organizzazioni non

governative (9%), associazioni (9%) e banche (7%). Il 79% delle organizzazioni concede prestiti individuali, il 4% solo prestiti di gruppo ed il 17% entrambi. Nell'Europa a 25 i clienti attivi sono 122.000, ed i prestiti erogati ammontano a 400 milioni di euro (*Overview of the Microcredit Sector in the European Union*, 2008). In Italia, nel 2007, le famiglie, che si trovano in condizioni di povertà relativa (ISTAT, 2008), sono 2 milioni 653 mila e rappresentano l'11,1% delle famiglie residenti, mentre gli individui poveri sono nel complesso 7 milioni 542 mila, il 12,8% dell'intera popolazione¹. Il debito, le cui principali componenti sono i mutui per abitazioni e il credito al consumo, rappresenta in media il 33% del reddito, ma si avvicina al 55% per le classi d'età più giovani e le famiglie più numerose. Tra il 2002 ed il 2008 i mutui per la casa, che al momento hanno subito una battuta d'arresto, sono cresciuti del 119%, mentre il credito al consumo del 120%.

I progetti di microcredito in Italia, tra cui quelli che fanno capo a Banca Popolare Etica e a Banca Prossima, sono diversi, ma non ancora sufficienti a rispondere alla domanda potenziale. La Banca Popolare Etica, nata nel 1998, è un istituto finanziario ordinario al servizio dello sviluppo sostenibile che offre prodotti per il risparmio e l'investimento che coniugano il rendimento con criteri di responsabilità sociale e ambientale. Dall'esperienza della Compagnia di San Paolo nel 2007 è nata Banca Prossima, la prima in Europa dedicata esclusivamente al *terzo settore*, che è caratterizzato da uno spiccato dinamismo, ma da una difficoltà di dialogo con il sistema del credito. La regione con il maggior numero di iniziative microcredizie è la Toscana: il progetto *Smoat* (Sistema di Microcredito Orientato Assistito Toscano), dedicato alle PMI del territorio regionale, concede crediti del tetto massimo di 15 mila euro, erogati da Fidi Toscana ad un tasso minimo pari all'Euribor, maggiorato dell'1,55%, rimborsabili in 60 mesi; il Fondo Etico e Sociale le Piagge di Firenze eroga finanziamenti di massimo 2.600 euro (per la necessità della vita domestica) o di 7.000 euro (per l'avvio di una microimpresa); il Fondo Essere del Quartiere 4 di Firenze e la Banca del Chianti Fiorentino concede ad un tasso del 3% prestiti fino a 5.000 euro, nel caso di persone fisiche, e fino a 10.000 euro per le PMI; Microcredito di Solidarietà S.p.A., nelle province di Siena e Grosseto eroga mutui di massimo 10 mila euro, restituibili in 5 anni ad un tasso del 4,50%; a Pistoia è, invece, attivo il progetto *Mi fido di te* ed a Prato il programma *Microattiva*. Nel territorio bolognese l'associazione *Micro.Bo.*, in partnership con la Banca di Bologna eroga microcrediti dell'importo massimo di 10 mila euro, restituibili in rate settimanali per il periodo di un anno al tasso del 6%. A Imola il Consorzio Servizi Sociali e la Caritas Diocesana, tramite Banca

¹ La soglia della povertà per una famiglia di due componenti è rappresentata dalla spesa media mensile per persona, che nel 2007 è risultata pari a 986,35 €.

Popolare Etica, finanziano progetti microcreditizi fino a un massimo di 7 mila euro a un tasso del 3%. Numerosi altri progetti sono avviati nelle Regioni Piemonte (ad esempio, il progetto *Come*, che concede importi massimo di 20 mila euro, al tasso Euribor maggiorato del 3% restituibili in 48 mesi, esclusivamente a cittadini extracomunitari desiderosi di avviare una *start-up*) e Veneto (soprattutto su iniziativa della Caritas, come il progetto *Compro Casa* a Pordenone e gli sportelli di microcredito delle Banche di Credito Cooperativo a Vicenza). Da ricordare è, inoltre, l'esperienza pionieristica delle *Mag* (Mutue Autogestite), quali attualmente quelle di Verona, Milano, Torino, Venezia, Reggio Emilia e Roma, che, già dagli anni '70 concedono prestiti a soggetti non bancabili. La maggior parte dei progetti di microcredito sono diffusi nell'Italia settentrionale, tuttavia vi sono alcune iniziative anche nel Mezzogiorno: il progetto *Senapa* è rivolto a giovani non bancabili che vogliono avviare o consolidare attività imprenditoriali e, più in generale, a tutti coloro che vivono sotto la soglia della povertà nella Diocesi di Termoli-Larino, che possono ricevere un finanziamento di massimo 5.000 euro, rimborsabili in 36 mesi, al tasso Euribor, maggiorato di uno *spread* dell'1,7%.

6. Conclusioni

Per molto tempo si è ritenuto che solo l'esistenza di disuguaglianze possa favorire la crescita economica, in quanto, in un mondo egualitario, non vi sarebbe incentivo all'azione individuale. La globalizzazione, però, pur aumentando, in una certa misura, le disuguaglianze, non ha portato sostanziali modifiche nei tassi di crescita e, anzi, recentemente, l'assenza di regole di comportamento o, almeno, la loro carenza, ha determinato rallentamenti nella dinamica del PIL anche dei Paesi industrializzati. La povertà non nasce e si cementa solo nei PVS, ma si diffonde anche nelle ricche realtà urbane occidentali, a dimostrare che forse è tempo che si riscopra l'esistenza di complementarità e non di antagonismo tra etica ed efficienza. E', infatti, possibile che, in determinate situazioni, l'uguaglianza possa favorire la crescita, mettendo in condizione ciascuno di contribuirvi. E' questo il ruolo del microcredito nella lotta alla povertà ed è necessario che venga attuato anche nei Paesi ad economia avanzata, ove il maggior sostegno all'iniziativa privata consentirebbe, nell'ottica della solidarietà e della cooperazione, il raggiungimento di un più elevato livello di benessere.

Riferimenti bibliografici

- Becchetti L. (2008), *Il microcredito*, Il Mulino, Bologna.
- Ciravegna D., Limone A. (2006), *Otto modi di dire microcredito*, Bologna, Il Mulino.
- EMN (2008), *Overview of the Microcredit Sector in the European Union 2006-2007*, EMN Working Paper n°5.
- Ferrara Mireni L. (1981), *Vivere insieme i problemi economici e politici : da libertà e giustizia a tirannia*, Ecumenica, Bari.
- ISTAT (2008), *La povertà relativa in Italia*, Roma.
- Sen, A. (1981), *Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation*, Oxford University Press, Oxford.
- Sen A. (1992), *La diseguaglianza. Un riesame critico*, Bologna, Il Mulino.
- Sen A. (1999), *Lo sviluppo è libertà*, Milano, Mondadori.
- Sen A. (2002), *Etica ed economia*, Laterza ed., Bari.
- Smith A. (1776), *La Ricchezza delle nazioni*, ed. it. 1948, Torino, UTET.
- Walras L. (1974), *Elementi di economia politica pura*, UTET, Torino.

ABSTRACT

“What improves the circumstances of the greater part can never be regarded as an inconvenience to the whole. No society can be flourishing and happy if the greater part of the members are poor and miserable” (Smith, 1776). Smith’s words are in tune with work of Yunus: to help subjects who usually cannot have access to banking services means to give millions of people the possibility to get out of poverty and to create a sustainable development.

The aim of this work is to show that ethics in economics is relevant to decrease inequality, poverty and social exclusion. For this reason authors analyze the role played by micro credit institutions in generating a new model of development and reaching a higher degree of welfare.

Isabella MARTUCCI, Professore Associato di Economia Politica, Dipartimento per lo studio delle società mediterranee, Università di Bari.

Anna RINALDI, Ricercatore di Economia Politica, Dipartimento per lo studio delle società mediterranee, Università di Bari.

METODI DI SINTESI PER LA MISURAZIONE DELL'EQUITÀ SOCIALE: IL CASO EUROPEO

Matteo Mazziotta, Adriano Pareto, Valentina Talucci*

1. Introduzione

Il presente lavoro ha l'obiettivo ambizioso e complesso, dal punto di vista teorico ed empirico, di definire e misurare l'equità sociale. L'approccio di studio è interdisciplinare: sono stati affrontati infatti sia aspetti sociologici tesi a ricercare un *framework* teorico, sia aspetti metodologici tesi alla misurazione del fenomeno attraverso strategie di sintesi differenti. La sintesi, infatti, è un momento cruciale dell'analisi al fine di rendere unidimensionale un fenomeno chiaramente multidimensionale. In merito alle dimensioni dell'equità ci si è ispirati alle più consolidate e moderne teorie che poggiano sui concetti di disuguaglianza, povertà ed esclusione sociale, emancipandole da una chiave di lettura puramente economica ed allargandole anche ad aspetti sociali quali reti familiari, lavoro, salute e welfare. Il dominio di riferimento dell'applicazione è l'Europa dei 27 paesi membri: la fonte è il *database* dell'Eurostat "*Social and Living Condition*". La matrice è composta da 14 indicatori scelti affinché siano, tra di loro, non sostituibili ovvero non sia consentita, dal punto di vista teorico e della rilevanza degli stessi, un'operazione di compensazione. Non si è scelta un'unica strategia di sintesi poiché la complessità del fenomeno studiato merita l'applicazione e l'analisi di approcci metodologici differenti. Le funzioni di sintesi scelte sono l'MPI (Mazziotta-Pareto Index), l'indice di Rizzi e la media ponderata dei fattori. Per ciascun approccio è stato calcolato il *ranking* dei paesi. Il confronto fra le diverse strategie di sintesi ha sia esaltato le differenze metodologiche degli approcci sia persuaso gli autori in merito alla validità degli indicatori selezionati per l'analisi. I risultati dell'applicazione, seppur con alcune chiare differenze dovute alle metodologie sottostanti, hanno disegnato una geografia delle disuguaglianze coerente con i contenuti teorici di riferimento.

* Il lavoro è frutto della collaborazione congiunta dei tre autori. Tuttavia i paragrafi 1 e 3.3 sono a cura di Matteo Mazziotta, i paragrafi 3.1 e 3.2 sono a cura di Adriano Pareto, i paragrafi 2 e 4 sono a cura di Valentina Talucci.

2. Equità sociale: quadro di riferimento

Il concetto di equità nelle scienze sociali spesso viene legato a studi sulle disuguaglianze o sull'esclusione sociale. In una società dove non vengono realizzati processi equi le disuguaglianze fanno sì che "il cittadino possa talvolta trovarsi nella condizione di non poter soddisfare bisogni che la collettività ritiene eticamente essenziali e rilevanti" (Cerea, in Muraro e Rey, 1996). L'equità sociale può essere intesa come il nucleo principale degli obiettivi delle politiche sociali; quando si parla della realizzazione di politiche eque ci si riferisce a politiche positive, volte al raggiungimento di obiettivi che devono migliorare la vita degli individui. Sono quattro i macro-obiettivi che dovrebbero essere perseguiti da politiche sociali eque: garantire standard di vita minimi e dignitosi e supportarli adeguatamente con sussidi e forme di assistenza; ridurre le disuguaglianze in senso lato e promuovere l'integrazione sociale (Osterle, 2002). Alla luce di quanto detto sopra l'equità sociale si può definire come *"l'obiettivo principale delle azioni politiche volte a neutralizzare le disuguaglianze, nel pieno rispetto dei diritti umani e a prevenire il conflitto tra gruppi o strati di una società"*. Ma che cosa non deve essere diverso affinché ci sia uguaglianza? "...la distribuzione di un bene o un'opportunità sociale, in che modo deve essere distribuita, tra quali soggetti, in che rapporto con le distribuzioni di altri beni, in base a quale caratteristica dei destinatari, con quali rapporti sociali tra i soggetti partecipanti alla distribuzione in oggetto?" (Scamuzzi, 1990). Riguardo al problema distributivo A. Sen nella sua opera "Scelta, Benessere ed Equità" parte da un riesame del pensiero di Rawls circa il concetto di uguaglianza (Sen, 1986). Rawls pone l'accento sul bisogno di uguaglianza in termini di ciò che ha chiamato "beni socialmente primari". Si tratta delle "cose che ogni individuo razionale si presume desidera", includendo "i diritti, le libertà e le opportunità, il reddito e la ricchezza, le basi sociali dell'autorispetto" (J. Rawls, in Sen, 1986). L'approccio di Rawls è esposto a critiche poiché considera i beni primari come l'espressione del vantaggio, anziché considerare il vantaggio come una relazione tra le persone e i beni primari, relazione in grado di creare felicità umana o soddisfare desideri umani. Ciò che manca in tale approccio è l'idea, introdotta da Sen, di "capacità fondamentali". Si tratta delle capacità che ha un individuo di fare alcune cose fondamentali quali: circolare, soddisfare la richiesta di nutrizione e di vestiario, la possibilità di partecipare alla vita sociale della comunità. Secondo Sen le libertà formali trovano piena espressione solo quando si traducono in un effettivo arricchimento delle possibilità di vita. Il concetto di capacità fornisce una base di riferimento onnicomprensiva, in quanto abbraccia tutta la gamma delle esperienze individuali possibili in termini di essere e di fare, e non si limita a considerare la dimensione dell'avere (come nel caso della nozione di risorse adottate da Dworkin) o solo ciò che ha valore per tutte le

concezioni del bene (come nel caso dei beni primari nel senso di Rawls). Studiare le società moderne significa essere in grado di individuare le molteplici disuguaglianze, i molteplici meccanismi che le producono, i gruppi sociali soggetti a privazione non definiti in modo permanente e realizzare politiche di equità.

3. Metodi di sintesi

3.1. Cenni generali

Uno dei principali problemi, nella sintesi degli indicatori sociali, riguarda la capacità di esprimere le informazioni contenute in un insieme di indicatori elementari mediante una grandezza in grado di descrivere un fenomeno complesso, senza distorcere la realtà. Gli indicatori che prenderemo in considerazione verranno elaborati secondo diverse metodologie, allo scopo di sperimentare le varie possibilità di sintesi. Come è noto, infatti, esistono procedure tecnicamente semplici, di natura prevalentemente soggettiva, e procedure più complesse, che richiedono l'uso dell'analisi multivariata (Delvecchio, 1995). In questo lavoro confronteremo due metodi di sintesi classici basati sull'Analisi in Componenti Principali (il metodo di graduazione di Rizzi e la media ponderata dei fattori) e il metodo delle penalità per coefficiente di variazione (Mazziotta e Pareto, 2007).

3.2. Metodi basati sull'Analisi in Componenti Principali

L'Analisi in Componenti Principali (ACP) è una tecnica di analisi multivariata che, partendo da un insieme di indicatori elementari, consente di ottenere dei nuovi indicatori (le componenti o fattori), di importanza decrescente e ortogonali tra loro, combinazioni lineari degli indicatori di partenza.

Il metodo di graduazione di Rizzi si basa sulla rappresentazione delle unità statistiche nello spazio individuato dalle componenti principali e assume come funzione di sintesi la distanza euclidea di ciascuna unità dall'origine.

Indicando con c_{ih} il valore della componente h nell'unità i , l'indice sintetico di Rizzi per l' i -esima unità è:

$$D_i = \text{sgn}\{c_{i1}\} \sqrt{\sum_{h=1}^m c_{ih}^2} \quad (1)$$

dove $\text{sgn}\{c_{i1}\}$ è il segno della prima componente principale ed m è il numero di componenti considerate, che coincide con il numero di indicatori elementari.

La (1) ha il vantaggio di tener conto di tutta l'informazione originaria, ma tratta le componenti in maniera simmetrica, attribuendo a ciascuna lo stesso peso.

Un metodo alternativo che permette di considerare le diverse componenti in funzione della loro importanza è la media ponderata dei fattori (Giudici e Avrini, 2002). Tale approccio prevede la sintesi degli indicatori elementari mediante la media ponderata dei punteggi fattoriali, con pesi proporzionali alla quota di varianza spiegata da ciascuno di essi.

L'indice sintetico per l' i -esima unità è dato dall'espressione:

$$S_i = \frac{\sum_{h=1}^m f_{ih} \lambda_h}{\lambda_h} \quad (2)$$

dove f_{ih} è il valore del fattore h nell'unità i , λ_h è la varianza spiegata dal fattore h ed m è il numero dei fattori considerati. La (2) consente di attribuire maggiore importanza al primo fattore e importanza decrescente ai fattori successivi.

3.3. Il metodo delle penalità per coefficiente di variazione

Il metodo delle penalità per coefficiente di variazione si propone di fornire una misura sintetica di fenomeni multidimensionali, nell'ipotesi che ciascuna componente non sia sostituibile con le altre o lo sia solo in parte.

L'indice ottenuto si basa sui seguenti requisiti: (i) standardizzazione degli indicatori mediante un criterio di trasformazione che consenta di liberarli sia dall'unità di misura che dalla loro variabilità; (ii) sintesi indipendente da un'unità "ideale"; (iii) semplicità di calcolo; (iv) facilità d'interpretazione.

Il metodo per il calcolo dell'indice sintetico prevede i seguenti passi.

1) Standardizzazione degli indicatori

Data una matrice $\mathbf{X}=\{x_{ij}\}$ di n righe (unità territoriali) e m colonne (indicatori), si passa alla matrice $\mathbf{Z}=\{z_{ij}\}$ in cui:

$$z_{ij} = 100 \pm \frac{(x_{ij} - M_{x_j})}{S_{x_j}} 10 \quad (3)$$

dove $M_{x_j} = \frac{\sum_{i=1}^n x_{ij}}{n}$, $S_{x_j} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - M_{x_j})^2}{n}}$, x_{ij} è il valore dell'indicatore j

nell'unità i e \pm rappresenta il segno della relazione esistente tra l'indicatore j e il fenomeno da misurare (nel nostro caso si assume il segno $+$ per gli indicatori concordanti con il fenomeno della disuguaglianza sociale e il $-$ per quelli discordanti). La (3) permette di trasformare ciascun indicatore in una variabile standardizzata con media 100 e scostamento quadratico medio 10: i valori così

ottenuti saranno compresi, all'incirca, nell'intervallo (70; 130)¹.

2) Calcolo della "variabilità orizzontale"

Data la matrice $Z = \{z_{ij}\}$, si calcola il vettore dei coefficienti di variazione $CV = \{cv_i\}$ in cui:

$$cv_i = \frac{S_{z_i}}{M_{z_i}} \quad (4)$$

$$\text{dove } M_{z_i} = \frac{\sum_{j=1}^m z_{ij}}{m} \text{ e } S_{z_i} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - M_{z_i})^2}{m}}.$$

3) Costruzione dell'indice sintetico

L'indice sintetico dell' i -esima unità si ottiene mediante la formula²:

$$MPI_i = M_{z_i} (1 \pm cv_i^2) = M_{z_i} \pm S_{z_i} cv_i \quad (5)$$

in cui si corregge la media aritmetica degli indicatori standardizzati aggiungendo o sottraendo una quantità proporzionale allo scostamento quadratico medio e funzione diretta del coefficiente di variazione. Ciò consente di penalizzare il punteggio delle unità che, a parità di media aritmetica, hanno un maggiore squilibrio tra i valori degli indicatori. Il segno \pm dipende dal tipo di fenomeno considerato e, quindi, dal verso degli indicatori elementari: se l'indicatore è di tipo *crescente* o *positivo*, ossia se a variazioni crescenti dell'indicatore corrispondono variazioni positive del fenomeno, si utilizza la versione con penalità negativa; viceversa, se l'indicatore è di tipo *decrescente* o *negativo*, ossia se a variazioni crescenti dell'indicatore corrispondono variazioni negative del fenomeno, si ricorre alla formula con penalità positiva (caso della disuguaglianza sociale). L'indice con penalità negativa è tanto maggiore quanto più grande è la media aritmetica e quanto più piccolo è lo scostamento quadratico medio, mentre l'indice con penalità positiva è tanto maggiore quanto più grandi sono la media e lo scostamento quadratico medio³.

4. Applicazione

Obiettivo del *case study* è misurare l'equità sociale nell'Europa dei 27 Stati Membri nell'anno 2008. Gli indicatori sono stati selezionati dalla banca dati "Population and social conditions" di Eurostat e vengono riportati nella tabella 1.

(1) Per il teorema di Bienaymé-Cebycev, i valori compresi nell'intervallo (70; 130) sono almeno l'89% del totale.

(2) MPI è l'acronimo di Mazziotta-Pareto Index.

(3) L'uso del quadrato del coefficiente di variazione nel calcolo dell'indice sintetico consente di limitare l'effetto "scavalco" tra due unità con medie aritmetiche diverse solo ai casi in cui l'unità "scavalcante" ha una variabilità orizzontale sensibilmente maggiore dell'altra.

Tabella 1 – Indicatori per la misurazione dell'equità sociale.

Indicatore	Area
Rischio di povertà per il totale della popolazione	Deprivazione
Disuguaglianza dei redditi (coefficiente di Gini)	Deprivazione
Famiglie senza figli a carico, famiglie con due adulti, almeno un 65+	Famiglia
Famiglie con figli a carico, famiglie con due adulti, 3 o più bambini	Famiglia
Persone di 25-64 anni con basso livello d'istruzione (%)	Istruzione
Disparità di accesso alle cure sanitarie. Insoddisfazione rispetto al bisogno di cure da parte del quintile di reddito più basso per 3 motivi: troppo costoso, tempo d'attesa troppo lungo, troppo distante	Salute
Spesa sanitaria pro capite	Salute/Welfare
Limitazioni autopercepiti nell'attività quotidiana a causa di problemi di salute. Gravemente ostacolata, 1° quintile	Salute
Prestazioni di protezione sociale per la malattia e le cure sanitarie (%)	Welfare
Prestazioni di protezione sociale per la disoccupazione (%)	Welfare
Prestazioni di protezione sociale per l'anzianità (%)	Welfare
Prestazioni di protezione sociale per l'abitazione e l'esclusione sociale (%)	Welfare
Tasso di disoccupazione a lungo termine	Lavoro
Rischio di povertà per i pensionati	Lavoro

Nella tabella 2 sono presentate le graduatorie ottenute dalle tre metodologie. I casi in cui si manifestano le maggiori differenze tra i *ranking* sono quelli in cui la penalità dell'MPI agisce spingendo i valori verso l'alto (penalità positiva).

Tabella 2 – Graduatorie degli Stati Membri secondo i 3 metodi di sintesi.

Paesi	MPI	Rango MPI	Indice Rizzi	Rango Rizzi	Media ponderata fattori	Rango MPF
Portugal	115,67	1	-6,75	1	-0,19	9
Latvia	109,45	2	-4,84	3	-1,58	1
Romania	108,75	3	-4,33	4	-1,42	2
Bulgaria	105,67	4	-4,08	5	-0,86	5
Cyprus	105,19	5	-5,36	2	0,43	18
Lithuania	104,69	6	-3,18	7	-1,22	3
Estonia	104,23	7	-2,88	10	-1,06	4
Italy	103,63	8	-2,96	9	-0,59	7
Greece	103,04	9	-2,55	12	-0,13	10
Poland	102,71	10	-3,71	6	-0,69	6
Spain	102,55	11	-3,06	8	0,25	15
Hungary	101,62	12	-1,66	14	-0,53	8
Malta	101,10	13	-2,71	11	0,36	17
Slovakia	101,05	14	3,18	26	-0,09	11
United Kingdom	100,12	15	-2,41	13	0,05	13
Belgium	98,39	16	2,41	21	0,92	26
Ireland	98,24	17	1,99	16	0,34	16
Finland	97,43	18	2,34	20	0,55	20
Germany	96,75	19	2,11	18	0,67	22
Slovenia	96,43	20	2,10	17	0,21	14
Luxembourg	96,04	21	2,59	22	0,67	21
Austria	96,01	22	1,96	15	0,49	19
Czech Republic	95,52	23	2,87	24	-0,07	12
France	95,50	24	2,12	19	0,74	24
Sweden	94,05	25	2,76	23	0,69	23
Denmark	93,12	26	3,66	27	1,30	27
Netherlands	92,56	27	3,11	25	0,78	25

Cipro, ad esempio, è un paese con alta variabilità “orizzontale” degli indicatori e, infatti, risulta penalizzato di tredici posizioni: in tal caso, o il livello degli indicatori è sempre molto alto (a forte disegualità) oppure l’andamento degli stessi è particolarmente variabile e disomogeneo, per cui il valor medio viene penalizzato dalla funzione di correzione. I metodi multivariati si basano sulla compensazione delle variabili e, di conseguenza, avviene una sorta di “aggiustamento” tra le componenti. Sui ranghi ottenuti è stato calcolato l’indice di cograduazione ρ di Spearman. Il risultato più elevato si è riscontrato tra l’MPI e il metodo di Rizzi (0,90); mentre tra l’MPI e la media ponderata dei fattori si ha $\rho=0,81$. Il valore più basso (0,70) si presenta tra l’Indice di Rizzi e la media ponderata dei fattori, in quanto il primo metodo non pesa le componenti in base alla loro importanza. Il calcolo delle differenze medie assolute di rango conferma l’andamento delle misure di cograduazione, evidenziando degli spostamenti medi, tra i metodi, che vanno da 2,6 a 4 posizioni (tabella 3).

Tabella 3 – *Indice di Spearman e differenze medie assolute di rango.*

M e t o d o	M P I	R I Z Z I	M P F
M P I			
- Indice di Spearman	1	0,90	0,81
- Differenza media assoluta	0	2,59	3,48
R I Z Z I			
- Indice di Spearman	.	1	0,70
- Differenza media assoluta	.	0	4,07
M P F			
- Indice di Spearman	.	.	1
- Differenza media assoluta	.	.	0

Nel complesso, si può affermare che le metodologie di sintesi conducono a risultati simili, nonostante la differente ipotesi di non sostituibilità su cui si basa l’indice MPI. Le differenze tra le due metodologie possono essere così riassunte: nell’ACP le variabili hanno un peso derivante dalla struttura delle relazioni lineari e sono sostituibili; nell’MPI le variabili, oltre a non essere sostituibili, hanno peso uguale; tuttavia non sembra che le differenti metodologie configurino geografie dell’equità così dissimili.

Certamente è difficile confrontare, pur usando indicatori normalizzati, paesi così diversi per storia, struttura geografica e dimensione demografica ma l’Europa che vuol arrivare ad essere un soggetto unico non può rinunciare, comunque, allo studio ed all’analisi delle singole realtà specialmente in un’ottica di continuo e costante allargamento. Le politiche di intervento a livello europeo e nazionale non possono prescindere dall’informazione statistica degli indicatori sociali che sono, da sempre, uno strumento imparziale per comprendere e decidere. È altresì vero

che le analisi statistiche, per esempio le metodologie di sintesi, forniscono un ulteriore e fondamentale strumento nelle mani del *policy maker*.

Riferimenti bibliografici

- Delvecchio F. 1995. *Scale di Misura e Indicatori Sociali*. Cacucci Editore, Bari.
- Giudici P., Avrini F. 2002. *Modelli statistici per la costruzione di indicatori della qualità della vita: aspetti metodologici*, Rivista di statistica ufficiale, n. 1, pp 61-80, Franco Angeli, Roma.
- Mazziotta M., Pareto A. 2007. *Un indicatore sintetico di dotazione infrastrutturale: il metodo delle penalità per coefficiente di variazione*, Atti della XXVIII Conferenza Italiana di Scienze Regionali, AISRe, Bolzano.
- Osterle A. 2002. *Evaluating Equity in Social Policy. A Framework for Comparative Analysis*. Vienna University of Economics and Business Administration, Austria, SAGE Publication, London.
- Scamuzzi S. 1990. *Modelli di Equità, tra individui, classi, generazioni*. Il Mulino, Bologna.
- Sen A. 1986. *Scelta, benessere, equità*. Il Mulino, Bologna.
- Rawls J. 2005. *A Theory Of Justice*. Harvard University Press.
- Muraro G., Rey M. 1996. *Ineguaglianza e redistribuzione*, Società italiana di economia pubblica, Economia e finanza pubblica, Franco Angeli, Milano.

SUMMARY

The aim of this work is to define and to measure the social equity both from a theoretical point of view and from a statistical point of view. The approach is interdisciplinary: it is considered the sociological theory, in order to find precursory concepts from the classic sociology studies, methodological aspects, in order to define a precise model of empirical research, and statistical measures in order to synthesize the phenomenon. The domain is the Europe of 27 member countries. It is a secondary analysis of data in which the source is the Eurostat database where the set of indicators is standardized and harmonized at European level for the study of the “condition of life”. There is a special emphasis on the strategies of synthesis of these indicators, since the aim is also to compare different models of aggregation (composite indicators) in order to verify the consistency of results and the validity of the indicators chosen.

Matteo MAZZIOTTA, Ricercatore Istat

Adriano PARETO, Ricercatore Istat

Valentina TALUCCI, Dottoranda Università “La Sapienza” di Roma

MIGRAZIONI, POVERTÀ ED EMARGINAZIONE SOCIALE: IL CASO ALBANESE

Maria Carmela Miccoli, Antonella Biscione ♦

1. Introduzione

Sin dalla caduta del regime comunista nel 1991 l'Albania è considerata un "Paese in transizione" per il suo sforzo di intraprendere un cammino verso una democrazia di tipo occidentale e, più in particolare, verso l'Europa. In questo suo cammino l'economia albanese ha attraversato due momenti di grande crisi economica e sociale. La prima è quella che ha accompagnato il crollo del regime (1989-1992), con il disfacimento di interi complessi industriali, l'abbandono delle campagne, lo smantellamento di molti servizi e la grande ondata migratoria (con la fine dello stato totalitario che reputava l'emigrazione un reato, gli albanesi hanno ripreso a lasciare l'Albania) che ebbe il suo momento di maggior tensione in occasione dell'arrivo a Bari della nave Vlore (agosto del 1991). Il secondo momento di crisi economica, ma anche politica ed istituzionale, fu quella associata al crollo delle "piramidi finanziarie" (inizio del 1997), che distrusse la gran parte del risparmio familiare interno (in gran parte frutto di rimesse) e rafforzò il grado di dipendenza dell'Albania dall'assistenza finanziaria internazionale. Nonostante le due crisi, il processo di trasformazione e di avvicinamento del Paese all'Europa sembra procedere speditamente, anche se il ritardo economico da colmare rimane consistente. Secondo gli ultimi dati resi noti dalla Banca d'Albania, infatti, il reddito pro capite nel 2008 è risultato pari a 3.500 dollari USA. Inoltre è da evidenziare che tutti gli sforzi posti in essere dalle autorità del Paese per attrarre investimenti sia esteri che interni risultano fortemente condizionati dalla morfologia del territorio e dall'inadeguatezza della rete infrastrutturale. Lo sviluppo economico è, pertanto, fortemente polarizzato lungo l'asse viario che collega le due città più importanti del Paese: Tirana, la capitale, e Durazzo, il suo porto.

♦ Pur essendo frutto di lavoro comune, i paragrafi 1-4 vanno attribuiti a M.C. Miccoli ed i paragrafi 5-8 ad A. Biscione.

2. La popolazione

La popolazione albanese presenta una composizione etnica estremamente omogenea, rappresentata per il 98% da albanesi, a tale gruppo appartengono i gheghi, stanziati a nord, e i toshi, che abitano le aree meridionali del paese. Esigue minoranze sono rappresentate da greci, slavi, turchi, zingari e bulgari. Il suo incremento numerico è risultato estremamente cospicuo tanto da essere annoverato tra i più ingenti d'Europa, essendo frutto di una moderata riduzione del quoziente di natalità al quale si contrappone una sistematica ed decisa contrazione del tasso di mortalità. L'interpretazione di tale evoluzione può essere ricercata in:

- 1) motivazioni socio-culturali (la rilevante presenza di un'economia agricola che richiede, in società in prevalenza arcaiche, la necessità di un gran numero di braccia);
- 2) preponderanza nella popolazione di appartenenti alla religione mussulmana, (religione lontana da pratiche di pianificazione familiare);
- 3) ideologia del regime comunista che ha visto con benevolenza e favore, incentivandolo, l'incremento numerico della popolazione, particolarmente quello in ambito rurale, determinando così un incremento del peso demografico del Paese non solo nella regione ma innanzitutto nel contesto politico internazionale.

L'esito positivo di tali cambiamenti sono da imputare al netto miglioramento delle condizioni di vita riscontrate in tutto il territorio (progressi determinanti sono stati conseguiti nel sistema sanitario, decisivi, soprattutto negli anni 1950 e 1960, la contrazione dei decessi dovuti a malattie infettive e del sistema respiratorio, in particolar modo tubercolosi) che, riducendo il quoziente di mortalità generale, lo portano verso valori molto simile a quelli registrati nei PSA. Determinante nel calo della mortalità è lo sviluppo dell'educazione femminile – promossa con tenacia dal regime comunista – che ha avuto un impatto positivo sulla capacità delle madri di intervenire prontamente ed efficacemente nei casi di malattie infantili. Infine, ma non meno rilevante, maggiori disponibilità alimentari e miglioramenti nella dieta quotidiana hanno avuto un ruolo tangibile nella riduzione di tale tasso. A questo trend della mortalità si contrappongono valori dei quozienti di natalità che sono molto prossimi a quelli registrati nei PVS, contemporaneità di eventi che hanno portato la popolazione albanese a quasi triplicarsi nell'intervallo di tempo compreso tra il 1948 ed il 2006. Questo il quadro generale che nasconde, tuttavia, l'esistenza di divari regionali. Tale evoluzione non ha, tuttavia, impedito al TFT di contrarsi progressivamente: da un risultato molto vicino a 6, registrato sino alla metà degli anni '60, si giunge all'attuale valore di poco superiore alla soglia di sostituzione (2,11). Questa trasformazione, non è da ascrivere al solo cambio di regime ma è legata a vari fattori, i più importanti sono identificabili nell'emigrazione dei tanti albanesi in giovane età e, pertanto, in periodo

riproduttivo, all'aborto dichiarato legale nel 1991 e all'uso sempre più diffuso dei contraccettivi che, nonostante il carattere tradizionalista della società, stanno ottenendo sempre maggiore consenso tra le donne.

I rilevanti cambiamenti in tale realtà possono essere osservati anche facendo ricorso ai risultati degli ultimi due censimenti (1989 e 2001) e ai dati ufficiali relativi al 2006 (ultimo anno della nostra analisi) (per il 1989 è doveroso precisare che il grado di affidabilità è verosimilmente non molto elevato). Il 1989 ci rimanda un'immagine della popolazione albanese, di appena 20 anni fa, con struttura per età che possiamo definire molto giovane (il 33 per cento è inserita nella classe 0-14 anni) e con un peso degli over 60 ancora modesto (pari al 7,8 per cento). Il censimento del 2001 ci indica una realtà in netta trasformazione: al ridimensionamento della popolazione giovane (equivalente al 29,3 per cento) fa da contraltare un ampliamento della popolazione anziana (11,2 per cento). I risultati del 2006 confermano, consolidando tale cambiamento. I mutamenti non sono ascrivibili alla sola composizione percentuale della popolazione per grandi classi d'età ma hanno anche riguardato la struttura per sesso. La popolazione del 1989 è nelle prime due macro classi maggiormente rappresentata da uomini, è solo nell'ultima classe che il peso delle donne risulta più rilevante. Il sorpasso di genere nel censimento del 2001 lo si realizza, invece, già a partire dalla classe 15-59 anni, presumibilmente sia per la maggiore presenza nei flussi migratori di maschi in giovane età che per il miglioramento delle condizioni di vita femminile. Tale caratteristica è ugualmente individuabile nel 2006. Il cammino intrapreso in ogni ambito della società dalla popolazione albanese verso standard caratteristici dei PSA sono evidenti anche nel momento in cui si analizzano i risultati, in rapido incremento, della vita media alla nascita particolarmente per il sesso femminile, che partendo da un differenziale positivo di 1,8 anni registrato nel biennio 1950-1951 (52,6 M e 54,4 F), perviene ad un vantaggio pari a 6,5 anni nel quinquennio 2001-2005 (72,1 M e 78,6 F).

3. La popolazione sul territorio

Il cambiamento politico vissuto dal Paese non ha significato solo un'apertura verso l'esterno con la diffusione di logiche politiche, schemi commerciali, politiche economiche e sociali di tipo occidentale ma ha determinato prima di tutto la possibilità di spostarsi, facendo così sorgere flussi migratori sia interni, dalle periferie verso i centri, che esterni, verso i paesi occidentali. Queste evoluzioni hanno modificato la distribuzione demografica e la geografica urbana, svuotando soprattutto il nord del paese a vantaggio delle aree urbane più sviluppate e in particolar modo della capitale. Questi cambiamenti hanno fatto sì che l'agricoltura, da sempre settore prevalente, ha continuato a rivestire un ruolo fondamentale per

l'economia albanese, tant'è che tale società è ancora attualmente una società che vive prevalentemente di agricoltura, anche se nell'ottica di questa generale trasformazione essa sta nel tempo ridimensionando il proprio peso. Tale ridimensionamento si riflette sulla distribuzione della popolazione tra ambito urbano o rurale. Se alla fine del secondo conflitto mondiale la popolazione inserita in contesti urbani rappresentava il 21 per cento, con il trascorrere del tempo essa guadagna terreno sino a giungere all'ultimo anno d'analisi in cui tale realtà è pari al 48,5 per cento del totale. Tale evoluzione non è da leggere in via esclusiva come normale processo di urbanizzazione, ma è da valutare in un'ottica più ampia di allontanamento dalle campagne interne o dai contesti più arcaici e poveri del Paese da parte delle popolazioni che ivi risiedono per intraprendere un trasferimento in territori più sviluppati praticamente tutte le città costiere collocate a Sud-Ovest del Paese, dal momento che, nonostante le sue relative dimensioni geografiche, l'Albania è un paese che presenta molte differenziazioni interne che spesso si caratterizzano anche come divisioni o conflitti: il Sud più ricco, più aperto agli scambi culturali, più sviluppato economicamente e il Nord dalle molte montagne che ne hanno fatto una zona isolata e impervia, più arretrata economicamente.

E' possibile immaginare che il progressivo avvicinamento del peso dei due settori sia la risultante:

- a) del controllo migratorio effettuato dal regime sia sui movimenti migratori internazionali, che sui movimenti migratori interni;
- b) dell'esodo degli anni '90 e successivi che in larghissima misura è stato esodo rurale nelle due forme dell'emigrazione internazionale (soprattutto nei primi anni '90) e dell'urbanizzazione.

È da notare, infine, che il processo di urbanizzazione ha solo parzialmente contribuito ad alleggerire il peso dell'occupazione agricola che rimane tuttora molto elevata essendo prossima al 60% dell'occupazione totale. L'occupazione agricola, inoltre, è (stando ai dati ufficiali dell'Instat) in lieve crescita e ciò contrasta palesemente con la perdita di importanza del settore nel processo di produzione del PIL: le due opposte dinamiche sembrano suggerire che l'agricoltura albanese nasconda tuttora ampie sacche di sottoccupazione e quindi di povertà.

4. Il ritardo di sviluppo disoccupazione e povertà

Nonostante gli impressionanti tassi di crescita del Pil pro capite registrati dopo il crollo del regime comunista, l'Albania si presenta ancora come un paese caratterizzato da un consistente ritardo di sviluppo rispetto all'Unione Europea nella quale aspira ad entrare e dalla permanenza, al proprio interno, di un elevato grado di diffusione di disoccupazione e povertà. Tra povertà e disoccupazione esiste una stretta relazione, la mancanza di occasioni di lavoro è considerata una

delle maggiori cause di povertà, sono soprattutto povere quelle famiglie il cui capofamiglia è disoccupato. Gli alti tassi di disoccupazione e la povertà all'interno dei nuclei familiari hanno indotto, e tuttora inducono molto albanesi a spostarsi verso stati limitrofi, in particolare l'Italia e la Grecia e all'interno del territorio stesso, da Nord a Sud, dalle aree interne verso quelle costiere ed infine verso i grandi centri urbani, economicamente più dinamici (Tirana, Durazzo ed Elbasan).

5. Il concetto di povertà e alcuni indici per la misurazione

Per effettuare una corretta analisi della povertà occorre: dare una definizione al fenomeno, scegliere la linea di povertà ed, infine, selezionare gli indici per la misurazione. La definizione della povertà rappresenta lo stadio iniziale per lo studio della stessa. La povertà può essere intesa in modo assoluto o relativo. La povertà *assoluta* è una condizione definita sulla base del valore monetario di un paniere di beni e servizi considerati essenziali. In questo caso, la povertà viene definita come l'incapacità economica ad acquistare il paniere suddetto. La povertà *relativa* viene definita rispetto a quello che è lo standard medio della popolazione oggetto di analisi. I poveri sono coloro che, pur disponendo dei mezzi di sussistenza, sono impossibilitati a mantenere tale tenore di vita, viene individuata nella condizione di alcuni membri della comunità che risulta peggiore rispetto agli altri. Dopo aver delineato il fenomeno bisogna scegliere la linea di povertà. Questa può essere definita in termini assoluti, basata su un paniere di consumo minimo, o in termini relativi, basata sulla percentuale del reddito o consumi medi dell'intera nazione. L'utilizzo della soglia di povertà permette di separare gli individui poveri da quelli non poveri (Christiaensen, Luc et al, 2002). L'ultimo passo da compiere per la quantificazione e la descrizione della povertà aggregata è la scelta degli indici da utilizzare. Come si evince dalla letteratura esistente gli indici maggiormente utilizzati per la stima della povertà, quelli maggiormente impiegati sono: indice di diffusione (*Headcount index -H*) indice di intensità assoluta (poverty deficit - PD) e relativa (poverty gap - PG). Gli indici sopra elencati presentano alcuni inconvenienti poiché non riescono a delineare in maniera minuziosa il fenomeno povertà. Per ovviare a tale problematica è necessario prendere in considerazione altri due indici: l'indice di Sen (1976) e l'indice di Foster Greer e Thorbecke (1984).

6. Povertà e ritardo di sviluppo: il caso dell'Albania

Fino al crollo del regime di Herver Hoxa le statistiche ufficiali negavano l'esistenza della povertà e della disoccupazione, anche se queste problematiche erano verosimilmente presenti e mascherate da forme diffuse di sottoccupazione

rurale. Per l'analisi della povertà nel contesto albanese, caratterizzato da un assetto economico prettamente rurale e da una radicata economia sommersa, è opportuno utilizzare misure basate sulla spesa per i consumi piuttosto che sui redditi, essendo questi ultimi soggetti ad una maggiore variabilità. Il punto obbligato di partenza è un richiamo alle indagini LSMS (Living Standard Measurement Surveys) svolte dall'Instat in collaborazione con la Banca Mondiale nel 2002 e nel 2005. Per dividere i poveri dai non poveri, l'Instat ha fissato una soglia di povertà assoluta ed oggettiva pari a 4891 LEK (40 EURO) per persona e per mese¹ corrispondenti a circa 600 dollari l'anno per persona. Abbiamo, inoltre, ritenuto opportuno integrare l'analisi Instat della povertà assoluta procedendo al calcolo, mediante l'utilizzo della scala di equivalenza di Carbonaro (1985), al calcolo di una linea di povertà relativa pari a 12.243,24 Lek per 2002 e di una pari a 13.201,84 lek per il 2005.

7. La povertà assoluta in Albania tra il 2002 e il 2005

Considerando la soglia di povertà calcolata dall'Instat, nel 2002 più di 1/4 del campione di riferimento (27,24%) era considerato povero. La diffusione del fenomeno povertà sul territorio non era assolutamente omogenea, la porzione più elevata di indigenti, era concentrata soprattutto nelle zone rurali del paese. Tirana e le altre aree urbane presentavano quote più basse di popolazione in condizione di povertà, rispettivamente il 9,32% e il 27,01%. Tra il 2002 e il 2005 la percentuale totale dei poveri si è ridotta, passando dal 27,48% al 18,60% anche se la distribuzione sul territorio è rimasta pressoché la stessa. L'ammontare necessario di risorse da trasferire dai non poveri ai poveri per colmare i divari tra la spesa per i consumi degli indigenti e la soglia di povertà era pari a 4800547,29 Lek nel 2002 e 2848455,8 Lek nel 2005. Questo significa che gli individui poveri per raggiungere la linea di povertà dovevano disporre di un consumo aggiuntivo pari alle somme suddette. Da tale indagine, inoltre, si evince che erano le aree rurali, caratterizzate dalla presenza di attività economiche poco remunerative e di sussistenza, a necessitare di un ammontare più elevato di risorse. Inoltre, in queste aree vivevano la stragrande maggioranza delle famiglie numerose in cui il capofamiglia era disoccupato o emigrato. Infine, dall'indagine risulta che le aree rurali sono al momento quelle che fruiscono meno del processo di diminuzione della povertà assoluta registratosi tra il 2002 ed il 2005.. Per l'anno 2002 l'indice di Sen, da noi calcolato, risulta pari a 0,083, mentre per il 2005 è pari a 0,031. Per entrambe gli anni il valore ottenuto si posiziona nelle vicinanze dell'estremo inferiore, cioè

¹ L'approccio seguito nella costruzione della linea di povertà è il cost of basic need (Ravallion e Bidani, 1993)

dimostra che all'interno delle spese per i consumi posizionate sotto la linea di povertà esiste una sostanziale uguaglianza.

8. La povertà relativa in Albania 2002 e 2005

Anche per quest'analisi, il punto di partenza è stato LSMS (Living Standard Measurement Surveys), lo studio condotto dall'Instat e dalla Banca Mondiale negli anni di riferimento. Quest'analisi prendeva in esame un campione di famiglie pari a 3599 nel 2002 e a 3638 nel 2005. Sulla base di tale analisi si è proceduto a fissare la linea di povertà per riuscire a distinguere le persone povere da quelle non povere. Per poter fare ciò si è fissata una linea di povertà costruita sul concetto di povertà relativa. Questa linea pari a 12.243,24 nel 2002 e 13.201,84 nel 2005, è costituita dalla spesa media per consumi pro capite per una famiglia di due componenti. Per rendere possibile la comparabilità dei consumi, non essendo tutti i nuclei familiari presi in esame formati da due componenti, si è utilizzata la scala di equivalenza² di Carbonaro (1985) che permette di rendere equivalenti i consumi delle famiglie numericamente differenti. Ciò ci ha consentito di definire soglie di povertà differenziate per ampiezza del nucleo familiare stabilendo una serie di coefficienti variabili da 0,6 (famiglia uni personale a 2,4 (famiglia di 7 o più membri). Sia seguendo l'approccio assoluto che seguendo quello relativo i dati riguardanti l'incidenza della povertà sul territorio albanese sono pressoché simili. Infatti, come si evince dai dati sopra riportati, nel 2002 circa il 20% della popolazione era povera. Questa percentuale, nel periodo di tempo oggetto di analisi, ha subito un decremento causato sicuramente dalla riduzione del numero dei poveri nella capitale perché per quanto concerne le altre aree urbane e le zone rurali il numero dei poveri è addirittura aumentato anche se di poco. La percentuale del poverty gap³ totale – ovvero di quanto in media la spesa per il consumo degli individui poveri è situata al di sotto della soglia di povertà – ha subito un leggero aumento, passando da 5,94% nel 2002 e a 7,44% nel 2005. Infine se compariamo questi i valori con quelli riportati nella tab.3 si evince una significativa discrepanza dovuta all'utilizzo di un metro di misura diverso.

² Per scala di equivalenza si intende un insieme di coefficienti utilizzati per deflazionare i redditi o i consumi per ogni tipologia familiare. (Brandolini, 2001)

³ Si è ritenuto opportuno evidenziare solo il poverty gap totale poiché non sussistono differenze eclatanti del poverty gap tra le varie aree oggetto di analisi

Riferimenti bibliografici

- Biagini A. (2007), *Storia dell'Albania contemporanea*, Bompiani, Milano;
- Brandolini A. (2001), "Disuguaglianza e povertà", in *Manuale di Economia del Lavoro*, a cura di Brucchi Luchino, Il Mulino, Bologna;
- Brandolini A. e Saraceno C. (2007), *Povertà e benessere: una geografia delle disuguaglianze in Italia*, Il Mulino, Bologna;
- Carbonaro G. (1985), "Nota sulle scale di equivalenza" in Commissione di Indagine sulla Povertà, *La povertà in Italia – Studi di base*, Roma;
- Christiaensen, L. C. e Scott W. Q. (2002), "Poverty Measurement and Analysis", *MPRA Working Paper No 11810*;
- Delbono F. e Lanzi D. (2007), *Povertà di che cosa? Risorse, opportunità, capacità*, Il Mulino, Bologna;
- European Commission (2008), *Social Inclusion and Social Protection in Albania*, European Communities;
- Foster J., Greer J., Thorbecke E. (1984), "A Class of Decomposable Poverty Measures" *Econometrica* Vol.52, pp. 761-765;
- Ravallion M. (1992), "A Poverty Comparisons: A Guide to Concepts and Methods", *LSMS Working Paper No. 88*, World Bank;
- Ravallion M., Bidani B. (1993), "How Robust is a Poverty Profile?", *PR Working Paper No.1223*, World Bank;
- Sen A. (1976), "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement", *Econometrica* Vol.46, pp. 437- 446;
- Zarrilli L. (1999), *Albania. Geografia della transizione*, Franco Angeli, Milano;
- Zeza A., Carletto G. e Davis B.(2005), "Moving Away from Poverty a Spatial Analysis of Poverty and Migration in Albania", *ESA Working Paper No 05-02*.

SUMMARY

Object of the paper is the relation between demographic evolution and poverty gap in Albania, one of the poorest country of Europe at the beginning of the '90s and one of the most dynamic in the first decade of this Century. In the first section of the paper is analyzed the demographic evolution of the Albanian population.. Main population features are rural exodus, urbanisation and foreign migration, all related with the underemployment, the poverty and the social crisis of the transition. In the second section the attention is focused to examine how the poverty, measured with different indicators, is distributed on Albanian territory and how poverty is evolving.

Maria Carmela MICCOLI, Professore associato di Demografia – DISES, Università di Salerno.

Antonella BISCIONE, Dottoranda di ricerca – DSSM, Università di Bari.

HOT SPOT DI POVERTÀ URBANA: ALCUNE REALTÀ A CONFRONTO

Silvestro Montrone, Massimo Bilancia, Paola Perchinunno¹

1. Introduzione

Le profonde trasformazioni economiche e sociali avvenute negli ultimi anni pongono il problema della povertà al centro di un ampio dibattito scientifico. La povertà connota un disagio che non necessariamente si esaurisce nella carenza di risorse monetarie, ma che coinvolge una pluralità di dimensioni di natura sociale e culturale, come l'istruzione, la salute, l'abitazione e qualsiasi altro servizio erogato dalla Amministrazione Pubblica. Ne deriva che lo studio del fenomeno comporta la necessità di ricorrere alla sintesi di un gruppo di indicatori utili per la definizione delle condizioni di vita dei diversi soggetti. In particolare, l'approccio *fuzzy*, consente di rinunciare alla logica dicotomica *poveri - non poveri*, per spingersi sino a classificazioni di tipo *sfocato* (Cerioli, Zani, 1990). In questa ottica, particolarmente interessante risulta essere l'approccio *Totalmente Sfocato e Relativo* per ottenere una misura di povertà relativa a partire dall'informazione statistica fornita da una pluralità di indicatori (Cheli e Lemmi, 1995) e in questo studio è stata posta l'attenzione su indicatori tipici del disagio sociale e abitativo riferiti a livello di sezione di censimento.

La problematica da cui si muove il nostro lavoro deriva dalla necessità di denotare delle aree territoriali e/o sottogruppi di popolazione caratterizzati da situazioni di disagio o di forte esclusione sociale. Si tratta, allora, di impiegare metodi di *raggruppamento di unità territoriali* per ottenere aree ad alta (o bassa) intensità del fenomeno analizzato.

Diversi istituti di ricerca, specie quelli per la sorveglianza epidemiologica, hanno messo a punto software per la realizzazione di questi obiettivi. Tra i metodi di formazione delle zone vanno citati il SaTScan (Kulldorf, 1997), il FlexScan (Takahashi e altri, 2004), il metodo ULS (Patil e Taillie, 2004) e il metodo AMOEBA (Aldstadt e Getis, 2006). Per il problema trattato, si è preso in esame il metodo *SatScan* che, tenuto conto della forma delle città italiane analizzate, ha

¹ Il contributo è frutto di riflessioni comuni degli autori, pur dovendosi attribuire Silvestro Montrone i paragrafi 1 e 4, a Massimo Bilancia il paragrafo 2, a Paola Perchinunno il paragrafo 3.

permesso di identificare agevolmente cluster di disagio socio-abitativo utilizzando un indice fuzzy che, per le modalità di costruzione, può essere associato ad un livello di povertà. Quello che si vuole mettere in evidenza è che con l'identificazione di tali cluster, hot-spot, è possibile ottenere utili informazioni per le politiche di riqualificazione urbana e di supporto all'elaborazione di politiche sociali.

2. Costruzione delle variabili di classificazione dei dati

2.1 Gli indicatori di disagio abitativo

Gli indici scelti al fine di identificare il livello di disagio sociale e abitativo sono stati raggruppati in due set caratterizzati da situazioni di:

- disagio sociale, legato alla condizione della popolazione residente nelle diverse sezioni di censimento (titolo di studio, condizioni lavorative, affollamento);
- disagio abitativo, legato alla condizione delle abitazioni occupate da residenti nelle diverse sezioni di censimento (titolo di godimento, mancanza di servizi funzionali alle abitazioni, quali linea telefonica fissa e impianto di riscaldamento).

Al fine di poter analizzare il fenomeno della povertà sociale e abitativa con il maggior livello di dettaglio territoriale (sezione di censimento) si è deciso di utilizzare i dati derivanti dall'ultimo Censimento della Popolazione e delle Abitazioni del 2001 realizzato dall'Istat, che se pur non aggiornati consentono di effettuare l'analisi su piccole aree geografiche. I diversi indici sono stati calcolati per ogni sezione di censimento di alcune città metropolitane italiane, scelte sulla base di alcune caratteristiche urbanistiche, come Bologna, Cagliari e Napoli.

2.2 Il metodo Total Fuzzy and Relative

Il metodo degli insiemi sfocati per l'analisi della povertà è stato proposto inizialmente da Cerioli e Zani (1990) e successivamente ripreso in forma più articolata da altri autori. L'utilizzo di metodologie sfocate nell'ambito degli studi sulla povertà, in Italia, risale a pochi anni fa grazie ai contributi di Cheli e Lemmi (1995) i quali definirono il metodo "*Total Fuzzy and Relative*" (TFR) il quale consiste nella definizione di una misura del *grado di appartenenza* di un individuo all'insieme sfocato dei poveri, compreso nell'intervallo tra zero (se l'individuo non appartiene sicuramente all'insieme dei poveri) ed uno (se l'individuo appartiene sicuramente all'insieme dei poveri). Tale metodo consiste nella costruzione di una funzione di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri, in grado di fornire una misura del grado di povertà presente in ciascuna unità (Lemmi, Pannuzi, 1995).

Se supponiamo di osservare k indicatori di povertà per ogni famiglia, la funzione di appartenenza della i -sima famiglia al sottoinsieme sfocato dei poveri, può essere così definita (Cerioli, Zani 1990):

$$f(x_i) = \frac{\sum_{j=1}^k g(x_{ij}) \cdot w_j}{\sum_{j=1}^k w_j} \quad i = 1, \dots, n \quad [1]$$

dove w_1, \dots, w_k rappresentano un generico sistema di pesi. La $f(x_i)$ è in pratica un indice di *povertà globale*, mentre $g(x_{ij})$ misura la privazione specifica dell' i -sima unità in base al j -simo indicatore.

Considerando i set di indicatori di disagio sociale e abitativo precedentemente illustrati, è stato applicato il metodo *Total Fuzzy and Relative* sui dati delle sezioni di censimento delle città di Bologna, Cagliari e Napoli. La Tavola 1 mostra il numero di sezioni di censimento il cui valore fuzzy è compreso tra 0,75 ed 1 (*sicuramente poveri*) rispetto al totale delle sezioni di censimento di ogni città.

Tavola 1 – Valori fuzzy assoluti e percentuali relativi ai sicuramente poveri nelle diverse sezioni di censimento di alcuni comuni italiani nel 2001.

Città	Valori assoluti			Valori percentuali		
	Disagio sociale	Disagio abitativo	Disagio sociale e abitat.	Disagio sociale	Disagio abitativo	Disagio sociale e abitat.
Bologna						
n. Sezioni totali	2.010	2.010	2.010	100,0%	100,0%	100,0%
n. Sezioni Povere	27	2	1	1,3%	0,1%	0,0%
Cagliari						
n. Sezioni totali	1.198	1.198	1.198	100,0%	100,0%	100,0%
n. Sezioni Povere	309	102	82	25,8%	8,5%	6,8%
Napoli						
n. Sezioni totali	3.839	3.839	3.839	100,0%	100,0%	100,0%
n. Sezioni Povere	1755	770	782	45,7%	20,1%	20,4%

Nel caso del *disagio sociale* emerge come nel comune di Bologna vi sia una quasi totale assenza di sezioni di censimento considerate povere (1,3%), contro una forte presenza di sezioni di censimento sicuramente povere nel comune di Napoli (45,7%). Per quanto riguarda il *disagio abitativo* la percentuale di sezioni sicuramente povere risulta prossima allo zero a Bologna, diversamente da quanto avviene a Napoli (20,1%) e a Cagliari (8,5%). Andando ad applicare il metodo

TFR congiuntamente ai sei indici di povertà si ottiene un unico valore, in grado di sintetizzare contemporaneamente la situazione di *disagio sociale e abitativo*. In tal caso, la percentuale di sezioni sicuramente povere risulta sempre prossima allo zero a Bologna, pari al 20,4% a Napoli e al 6,8% a Cagliari. Un volta individuata l'appartenenza delle diverse sezioni di censimento all'insieme sfocato dei poveri o dei non poveri risulta interessante verificare la rappresentazione territoriale di tali situazioni di disagio all'interno del territorio urbano analizzato. In particolare, la nostra analisi si focalizza sulla individuazione di aree contigue di situazioni di forte disagio sia sociale che abitativo (Montrone, Perchinunno, Torre, 2008).

3. Localizzazione di aree a rischio di povertà urbana

3.1 Metodi per la formazione di cluster territoriali

La maggior parte dei metodi attualmente disponibili per l'individuazione di cluster territoriali si basa sull'uso di una finestra mobile che si sposta sul territorio oggetto di studio e all'interno della quale un test opportuno di clustering viene condotto localmente. Il precursore di questi metodi può essere individuato nell'algoritmo GAM (Geographical Analysis Machine, Openshaw et al., 1987), il quale considera una griglia di punti all'interno della regione studiata: in corrispondenza di ognuno di questi punti, assunti come centri, viene disegnata una regione circolare di raggio fissato, scelto di solito in base ad una determinata percentuale di soglia del numero di eventi attesi all'interno del cerchio stesso. Il test viene effettuato confrontando all'interno di ciascuna finestra il numero di casi osservati con il numero di casi attesi, per decidere se il primo sia significativamente più alto: qualora la significatività statistica sia raggiunta, la finestra circolare corrispondente viene riportata sulla mappa.

Kulldorff e Nagarwalla (1995) hanno in seguito proposto una nuova metodologia nella quale viene preso in considerazione solo il cluster più verosimile di una data regione (evitando così di condurre a una molteplicità di tests): tale approccio è disponibile dal punto di vista computazionale attraverso il software SaTScan (<http://www.satscan.org>), la cui ultima versione 8.0 include una nutrita serie di miglioramenti rispetto al software originale. Naturalmente, molte modifiche sono possibili e sono state proposte in letteratura, come ad esempio alcuni metodi che si differenziano leggermente sulla forma della finestra da far scorrere sulla regione oggetto di analisi: il metodo FlexScan (Takahashi e altri,

2004), il metodo ULS (Upper Level Scan Statistic, Patil e Taillie, 2004) e il metodo AMOEBA (Aldstadt e Getis, 2006).

Per quanto riguarda la forma distributiva della variabile di risposta, dobbiamo citare la possibilità di considerare in alternativa al modello poissoniano il modello bernoulliano, che richiede un insieme di casi e di controlli sui quali è stata misurata la presenza/assenza di un certa caratteristica (ad esempio presenza/assenza di malattia). Per misure continue, come quella utilizzata nel seguente lavoro per la formazione di zone di disagio socio-abitativo, SaTScan mette a disposizione un modello gaussiano (Montrone, Bilancia, Perchinunno, Torre, 2008)

3.2 Individuazione di hot spot di disagio socio abitativo

Attraverso l'utilizzo del modello SaTScan, precedentemente illustrato, si perviene alla identificazione di differenti cluster, composti da un diverso numero di sezioni in ogni città (Bologna, Napoli e Cagliari). Il livello di povertà o disagio individuato è definito dal valore della media interna: a livelli elevati della media interna corrispondono livelli elevati di disagio. Un ulteriore aspetto da considerare è dato dal p -value, il quale rappresenta il livello di probabilità della regione critica del test e che, come abbiamo detto, viene calcolato prima di tutto con riferimento al cluster principale che massimizza il rapporto di verosimiglianze, e successivamente sui cluster che non si sovrappongono con quello principale e che si riferiscono a valori presi in ordine successivamente decrescente della statistica test.

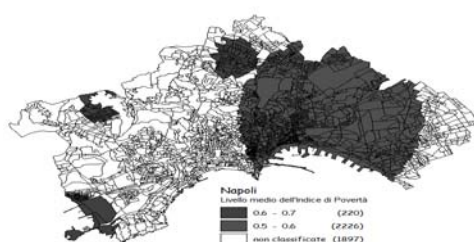
Dall'analisi dei dati emerge come i valori delle medie interne sono molto elevati (essendo compresi tra un minimo di zero nel caso di assenza di povertà e un massimo di uno nel caso di massima povertà), ad eccezione della città di Bologna che presenta valori compresi tra un minimo di 0,23 ad un massimo di 0,44, significativi di situazioni di disagio non evidente. Ottimali risultano, per la maggior parte, i p -value, pur evidenziando la presenza di alcuni cluster altamente discriminanti e altri meno (con p -value elevati) a causa della presenza di pochi casi localizzati in una area o di una forte variabilità.

I diversi cluster individuati, sono rappresentati su cartografia con un diverso gradiente di colori; passando dalle condizioni di massimo disagio sociale, tonalità più scure, a quelle di minor disagio, tonalità più chiare (Figure 1, 2, 3).

La situazione più critica è quella della città di *Napoli*, a causa della presenza di una vasta area di disagio con valori elevati della media interna (da un minimo di 0,6 ad un massimo di 0,7). In particolare, le zone di massimo degrado sociale e abitativo sono localizzate in quartieri come Scampia, Piscinola, Pianura e Bagnoli, dove sono ben note le situazioni di criticità sociale e di decadenza urbana delle

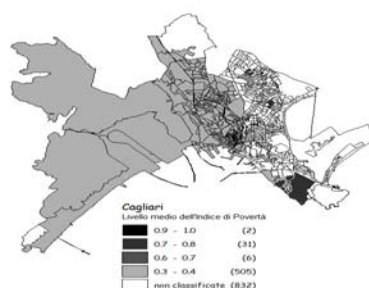
abitazioni. Inoltre, si evidenzia una ulteriore vasta area rappresentata dai quartieri di Secondigliano, Miano, S. Pietro Paterno, Poggioreale, Barra, S. Giovanni a Teduccio, Ponticelli, S. Carlo Arena e S. Lorenzo.

Figura 1 – Rappresentazione grafica degli hot spot nel comune di Napoli.



A Cagliari si evidenziano due aree di forte disagio sociale (come media interna superiore a 0,8). In primo luogo si identifica una area di degrado evidente, il quartiere Barracca Manna, il cui nome risale al '400 a causa della presenza di baracche per controllare i campi; tale quartiere è nato abusivamente e poi è stato risanato dal comune attraverso la costruzione di strade e di una rete fognaria. Nella zona Ovest della città, Sant'Avendrace, invece, emerge una ampia area di lieve disagio i cui dati possono presentare delle anomalie, dovute alla presenza di abitazioni ad uso turistico residenziale.

Figura 2 – Rappresentazione grafica degli hot spot nel comune di Cagliari.

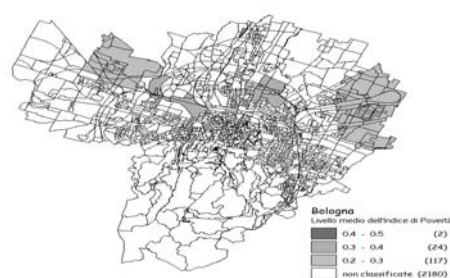


Differente appare la situazione della città di Bologna, dove i valori osservati per la media interna sono molto bassi (da un minimo di 0,23 ad un massimo di 0,44).

Le aree di disagio, se pur di minima entità, sono localizzate al Nord della città in particolare nei quartieri Borgo Panigale, quartiere ricostruito con notevoli ampliamenti negli anni del secondo dopoguerra, e San Donato, dove una gran parte del territorio ha conservato la destinazione agricola impostata su una struttura storicamente consolidata.

Partendo dalla identificazione dei cluster di disagio sociale e abitativo è possibile, quindi, ottenere utili informazioni per le politiche di rigenerazione urbana e da supporto ai processi decisionali (Montrone, Perchinunno, Torre, Di Giuro, Rotondo, 2009).

Figura 3 – Rappresentazione grafica degli hot spot nel comune di Bologna.



4. Conclusioni

Un primo spunto emergente dal presente lavoro è relativo alla capacità di descrizione di fenomeni territoriali attraverso un modello integrato, che parte dalla costruzione di indicatori socio economici, di natura multidimensionale, per poi adottare modelli capaci di identificare zone a rischio di disagio socio-abitativo. La verifica effettuata con la realtà economica mostra una capacità elevata di “geografizzare” le aree di disagio attraverso gli hot spot, con una corrispondenza evidente tra accessibilità/inaccessibilità del patrimonio abitativo disponibile sul mercato e i suoi caratteri interni, disagio abitativo, ed esterni, disagio sociale (Fusco Girard, 2006).

La profilatura, degli ambiti urbani evidenzia come eventuali politiche generali a sostegno del bene casa debbano tenere conto delle diversità esistenti tra città come Bologna e Napoli, e come la povertà urbana non possa essere considerata in tutte le aree metropolitane nelle stesse modalità. La questione preliminare della identificazione delle soluzioni urbanistiche al problema dei quartieri degradati da rigenerare, in un momento storico caratterizzato da scarsità di risorse pubbliche da

investire, attiene l'individuazione delle aree caratterizzate da un maggior livello di povertà urbana, in modo da orientare la scelta del decisore pubblico in modo trasparente, argomentato ed oggettivo. I metodi utilizzati possono costituire, quindi, un utile supporto alle politiche abitative, evidenziando differenze territoriali altrimenti non emergenti con la stessa chiarezza. In conclusione, il modello qui sperimentato appare utile alla individuazione di quelle che l'Unione Europea definisce nell'ambito delle politiche regionali le *aree bersaglio della rigenerazione urbana* oggetto di appositi piani urbanistici e da sostenere con risorse economiche e finanziarie pubbliche e private.

Riferimenti bibliografici

- Aldstadt J., Getis A. 2006. *Using AMOEBA to create spatial weights matrix and identify spatial clusters*. Geographical Analysis, 38, pagg. 327-343.
- Ceroli A., Zani S. 1990. *A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty, Income and Wealth Distribution, inequality and Poverty* (a cura di Dugum C., Zenga M.), Springer Verlag, Berlino.
- Cheli B., Lemmi A. 1995. *A "Totally" Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty*, Economic Notes.
- Fusco Girard L. (2006) *The city between conflicts, contradictions and projects*, Architecture City and environment, n.1 vol.1 pagg. 46-59.
- Kulldorff M. 1997. *A spatial scan statistic*. In: Statistics: Theory and Methods, n.26, pagg. 1481-1496.
- Kulldorff, M., Nagarwalla, N. 1995. *Spatial disease clusters: detection and inference*. Statistics in Medicine, n.14, pagg. 799-810.
- Lemmi A., Pannuzi N. (1995) *Fattori demografici della povertà, Continuità e discontinuità nei processi demografici*. L'Italia nella transizione demografica,4 Rubettino, Arcavacata di Rende, pagg. 211-228.
- Montrone S., Perchinunno P., Rotondo F., Torre C. M., Di Giuro A. 2009. *Identification of Hot Spots of Social and Housing Difficulty in Urban Areas: Scan Statistic for Housing Market and Urban Planning Policies*. In: Murgante B., Borruso G., and Lapucci A. (eds.) Geocomputation and Urban Planning, Studies in Computational Intelligence, Vol. 176, pp. 57-78, Springer Verlag Berlin Heidelberg.
- Montrone S., Bilancia M., Perchinunno P., Torre C.M. 2008. *Scan Statistics for the localization of hot spots of urban poverty*. Conference Proceedings of the Regional Studies Association - Winter Conference, Londra, pp. 74-77.
- Montrone S., Perchinunno P., Torre C. M. 2008. *Zonizzazione di dati territoriali con una metodologia Scan statistics*. In: Annali del Dipartimento di Scienze Statistiche "Carlo Cecchi", Facoltà di Economia, Università degli Studi di Bari, Cleup, Padova, vol. VII, pp. 303-330.
- Openshaw S, Charlton M., Wymer C., Craft A.W. 1987. *A mark I geographical analysis machine for the automated analysis of point data*. International Journal of Geographical Information System, n.1, pagg. 335-358.

Patil G. P., Taillie C. 2004. *Upper level set scan statistic for detecting arbitrarily shaped hotspots*. Environmental and Ecological Statistics, n. 11, pagg. 183-197.

Takahashi K., Yokoyama T., Tango T. 2004. *FleXScan: Software for the flexible spatial scan statistic*. National Institute of Public Health, Japan.

SUMMARY

Hot spot of poverty: some comparison among several urban areas

Poverty clusters have high concentration of poor people, but that does not mean that everyone living in them is poor. While poverty is widely accepted to be an inherently multi-dimensional concept, it has proved very difficult to develop measures that both capture this multidimensionality and make comparisons over time and space easy: for example, in poverty areas earnings are lower and unemployment is higher, as well as adverse housing and neighbourhood conditions are more frequent. The fuzzy set approach to multidimensional poverty measurement is enjoying increasing popularity. A different but strongly related issue concerns the geoinformatic surveillance for poverty hot-spot detection: hot-spot means a local “outbreak” of persistent poverty typologies. Circle-based spatial-scan statistics (Kulldorff, 1997, Patil and Taillie, 2004, Aldstadt and Getis, 2006) is a popular approach, and is now widely used by many governments and academic researchers.

In this paper we define a [0-1]-valued fuzzy poverty measure for the census sections in the urban area of Bologna, Cagliari and Naples, in Italy: data were drawn from the 2001 Italian General Census. The upper level set scan statistics applied to a continuous response variable (Patil et al., 2006, Patil et al., 2007) was used to successfully identifying poverty clusters. The implications and possibilities for applications to digital governance are also discussed.

Silvestro MONTRONE, Professore Ordinario di Statistica, Facoltà di Economia, Università di Bari.

Massimo BILANCIA, Professore Associato di Statistica, Facoltà di Economia, Università di Bari.

Paola PERCHINUNNO, Ricercatore di Statistica, Facoltà di Economia, Università di Bari.

STRUTTURA FAMILIARE E RISCHIO POVERTÀ IN ITALIA: UN'ANALISI ATTRAVERSO I DATI DELLA BANCA D'ITALIA¹

Massimo Mucciardi, Pietro Bertucelli

1. La povertà: l'evoluzione dei vari approcci nel tempo

Il problema della definizione della povertà è legato fundamentalmente ad una molteplicità di aspetti che concorrono e si legano dando vita ad un particolare status esistenziale. Ma chi è veramente povero? A questa domanda non è facile dare una risposta in quanto è oggettivamente impossibile spiegare in maniera esaustiva il concetto stesso di povertà e tutte le sue implicazioni sociali. A grandi linee, si possono essenzialmente distinguere due principali correnti di pensiero nel definire e, quando possibile, quantificare il concetto di povertà. La prima corrente, la più antica, definisce la povertà in termini unidimensionali, attraverso l'utilizzo di un'unica variabile (reddito o spesa). Questo tipo di approccio, detto anche monetaristico, considera la povertà come mancanza di benessere economico. La misura di tale disagio viene in genere effettuata attraverso la costruzione di un indicatore univoco che permette di stabilire, quanto più oggettivamente possibile, chi effettivamente può o non può essere considerato povero.

Storicamente l'approccio monetaristico affonda le sue radici nell'Inghilterra dell'epoca vittoriana, quando iniziano ad affiorare i primi studi riguardo al fenomeno povertà. Si deve infatti a Rowntree (1901) la creazione di un metodo abbastanza sofisticato con il quale stima un reddito minimo di sussistenza. L'importanza dello studio di Rowntree risiede nel fatto che egli fu il primo ad intuire che lo stato di povertà non era da considerarsi eguale per tutte le famiglie sottoposte all'indagine. Con il passare del tempo il problema del rapportare la povertà al contesto sociale in cui si manifesta diventa un elemento sempre più importante nel lavoro degli studiosi. Secondo questa impostazione, un individuo o una famiglia non sono più considerati poveri solo se non raggiungono il reddito necessario a garantire il minimo vitale, ma anche se il loro livello di vita non raggiunge gli standard consoni al contesto sociale e storico in cui si trovano.

Il secondo tipo di approccio alla povertà, sviluppatosi principalmente a partire dagli anni settanta, misura la povertà considerando non più solo il reddito o la spesa, ma un insieme di variabili concernenti vari aspetti della società quali, ad

¹ Lavoro svolto nell'ambito del PRIN 2007.

esempio, salute, istruzione e nutrizione. Questo tipo di approccio è detto “multidimensionale”. Se Rawls (1971) aveva già intuito la necessità di considerare altre dimensioni nella misura della povertà, è senza dubbio Sen (1979 e 1980) che nei suoi lavori sviluppa e approfondisce l’approccio multidimensionale attraverso il concetto di “Capability”. Nonostante egli ritenesse il reddito un fattore fondamentale in quanto influenzava pesantemente le possibilità di agire di ciascuna persona, tuttavia legò il concetto di povertà alla capacità e alla possibilità di un individuo di condurre la vita che desiderava. Ciò che differenzia l’approccio di Sen dalla visione classica, consiste nel fatto che egli ridefinisce la povertà in funzione degli obiettivi che un essere umano non riesce a raggiungere e della possibilità o meno di farlo². Anche in Italia sono stati condotti diversi studi per analizzare il problema della povertà. Una interessante rassegna la si può trovare nei lavori di Carbonaro (2002) ed in De Santis (1996).

In questo studio, comunque, si è deciso di utilizzare un approccio di tipo “classico”. Come sarà esposto chiaramente in seguito, il metodo proposto in questo lavoro prevede nella prima fase la costruzione della soglia (linea) di povertà utilizzando l’approccio monetaristico. In seguito, dopo aver generato una variabile dicotomica attraverso la classificazione delle famiglie in “povere” o “non povere”, viene utilizzato un modello logistico multivariato che presenta variabili esplicative di tipo demografico-sociale, con particolare riferimento alla struttura familiare. In letteratura (D’Agostino et al., 2003) infatti, è nota l’influenza della struttura familiare (ed in particolar modo la presenza di figli piccoli e a carico) nel determinare lo stato di povertà di una famiglia.

2. La soglia di povertà e le scale di equivalenza

La determinazione della soglia di povertà resta uno dei problemi maggiori da affrontare qualora si debba compiere una ricerca sul livello di indigenza di una specifica popolazione. La scelta di tale linea è difatti strettamente legata al tipo di approccio che si intende adottare. D’altra parte, come è bene evidenziato da Ravallion (1996), tutti i metodi proposti per misurare e modellare la povertà sono, in un modo o nell’altro, suscettibili di critiche. Se è vero, come fortemente sostenuto da Sen (1985), che le misure classiche utilizzate per la povertà sono essenzialmente indicatori di reddito e che quindi non colgono una molteplicità di aspetti legati alla vita nella società quali la speranza di vita e l’alfabetizzazione, è anche vero che è possibile trovare un indicatore monetario per la maggior parte degli aspetti del “welfare”, sia in termini di costi che di redditi. Chiaramente, non

² Altri aspetti importanti legati all’individuazione della povertà, qui non discussi, sono l’approccio fuzzy (gradi di povertà) ed il modello unitario o non unitario della famiglia.

tutti gli indicatori sociali sono “monetarizzabili”. Per esempio, è alquanto difficile misurare in termini economici i fenomeni di disuguaglianza all’interno del nucleo familiare, lo stato nutrizionale dei figli o gli indicatori di mortalità infantile. A questo quadro bisogna aggiungere un altro elemento fondamentale che condiziona pesantemente la misura della povertà: il dato. La natura dell’analisi che si intende compiere è strettamente legata al tipo di dati che si hanno a disposizione e dal tipo di informazione che si vuole o si può ricavare da essi. Nel caso di questo lavoro, avendo utilizzato come fonte di dati l’indagine della Banca d’Italia sui “Bilanci delle famiglie italiane” (in cui è fortemente preponderante la componente reddituale), si è deciso di costruire le soglie di povertà utilizzando il reddito familiare come variabile di riferimento. Per rendere confrontabili i redditi delle unità di analisi (le famiglie) si è fatto ricorso alle scale di equivalenza. Benché in letteratura esistano svariate definizioni di linee di povertà (Hagenaars e Van Praag, 1985), considerando la natura dei dati a disposizione, il contesto e gli obiettivi della ricerca, la scelta è stata sin dall’inizio circoscritta a una delle due³ scale più utilizzate in ambito nazionale ed europeo: la scala OCSE modificata.

La scala OCSE modificata (Hagenaars et altri, 1994), utilizzata attualmente dall’EUROSTAT, attribuisce un peso unitario al capofamiglia, 0.5 a ciascun altro adulto, 0.3 ad ogni figlio minore di 14 anni; di seguito viene costruito un coefficiente di scala dato dalla somma dei pesi attribuiti ai diversi membri della famiglia. Il reddito equivalente viene poi calcolato dividendo il reddito familiare per il coefficiente di scala. La soglia di povertà è poi quantificata considerando come valore soglia il 50% (o il 60%) della mediana del reddito equivalente. In alcuni casi invece della mediana viene preferita la media: l’impiego della mediana in generale è ritenuto più adeguato in quanto risulta essere meno soggetto ad eventuali valori estremi.

3. Il campione ed il modello

Il campione utilizzato nella ricerca è stato estratto dalle indagini della Banca d’Italia sui “Bilanci delle famiglie Italiane. La costruzione di un campione di una certa dimensione ha richiesto il “merge” delle ultime 4 indagini svolte dalla Banca d’Italia (anni 2000, 2002, 2004, 2006), per un totale di 11905 famiglie osservate nei sei anni di rilevazione⁴. Il criterio di selezione è stato stabilito in base ad un

³ L’altra scala è quella Carbonaro (Carbonaro, 1985). Essa è basata sulla legge di Engel ed è tuttora utilizzata dall’ISTAT per normalizzare le soglie dei valori di spesa in funzione della numerosità del nucleo familiare.

⁴ Il lavoro di importazione dei dati ha richiesto molto tempo a causa dell’esistenza di differenze nella struttura delle 4 indagini. Il risultato finale del processo di fusione ha

preciso obiettivo della ricerca. Si è deciso di estrarre dai dati delle singole indagini i nuclei familiari in cui il coniuge di genere femminile avesse un'età compresa tra i 40 e i 60 anni. Tale scelta è motivata principalmente da un fattore di natura demografica legato alla fecondità. Essendo uno degli obiettivi della ricerca “pesare” l'influenza dei figli sulla povertà, è stato ritenuto opportuno selezionare un campione di famiglie in cui la donna (si presume) abbia già preso le sue decisioni da un punto di vista riproduttivo. Per tali ragioni sono stati esclusi dal campione nuclei familiari con coniuge di genere femminile relativamente giovane o con età piuttosto avanzata⁵. La misura della povertà utilizzata è stata costruita considerando come reddito di riferimento il 50% del valore della mediana della distribuzione dei redditi familiari equivalenti calcolata su tutte le famiglie dell'anno 2000 (base)⁶. Con il reddito equivalente, la differente numerosità e struttura delle famiglie viene tenuta in considerazione riscaldando opportunamente il reddito tramite dei coefficienti di equivalenza (*ceq*).

Come detto in precedenza, in questo lavoro la scala adottata è la scala OCSE modificata che prevede un coefficiente pari ad “1” per il primo adulto, “0.5” per ogni adulto successivo di età maggiore o uguale di 14 anni e “0.3” per ogni componente di età inferiore a 14 anni⁷. In formule per l'*i*-esima famiglia,

$$Y_{Fceq} = \frac{Y_{Fam}}{ceq} \quad (1)$$

con Y_{Fam} reddito familiare, Y_{Fceq} reddito familiare equivalente e *ceq* coefficiente di equivalenza. Infine, dai casi classificati secondo una delle due tipologie di famiglia (povera / non povera) si è ricavata una variabile dicotomica (1= famiglia povera; 0 = famiglia non povera) utilizzata come dipendente in una regressione logistica. Le variabili esplicative, potenzialmente esogene, su cui si è cercato di focalizzare l'attenzione sono state: a) la struttura familiare differenziata in cinque categorie (con figli minori di 15 anni e figli maggiori o uguali di 15 anni non percettori di

Segue nota a pagina precedente: prodotto una base di dati composta da 20 tabelle con più di 80000 record e circa 1000 campi (attributi). Riguardo alla quota “panel” di famiglie nel campione, questa è risultata del 30% di cui: 15% con 2 interviste; 7% con 3 interviste e 8% con 4 interviste.

⁵ In questo caso si può presumere che, nella maggior parte dei casi, i figli sono già usciti dal nucleo familiare e il reddito percepito dai coniugi è prevalentemente di tipo pensionistico.

⁶ Per rendere possibile il confronto con gli altri anni, le linee di povertà 2002, 2004 e 2006 sono state deflazionate per tenere conto della dinamica dei prezzi (Istat, 2000-2006).

⁷ Ad esempio, un coppia con 2 figli piccoli avrà un coefficiente equivalente pari a $1+0.5+0.3+0.3=2.1$

reddito/solamente con figli minori di 15 anni/solamente con figli maggiori di 15 anni non percettori di reddito/solamente con figli maggiori di 15 anni percettori di reddito/senza figli), b) l'area geografica di provenienza della famiglia (nord/centro/sud); c) livello di studio della donna (basso/medio/alto); d) livello di studio dell'uomo (basso/medio/alto)⁸; e) stato civile della donna (coniugata/separata o divorziata); f) numero (massimo) di fratelli e sorelle dell'uomo; g) numero (massimo) di fratelli e sorelle della donna.

4. Risultati ottenuti

Dall'analisi statistica dei dati, considerando i sei anni di osservazione e con riferimento alla linea di povertà dell'anno 2000 (opportunitamente rivalutata per tenere conto della dinamica dei prezzi), è emerso che il 11.8% delle famiglie italiane vive sotto la soglia di povertà (tab. 1). Confrontando il dato ottenuto con l'indagine effettuata dall'Istat (2007) ci accorgiamo che i risultati non si discostano di molto. L'Istat, sebbene i dati non possono essere direttamente confrontabili⁹, nell'indagine condotta su 28000 famiglie stima un'incidenza di povertà relativa intorno all'11.1% (12.8% considerando l'intera popolazione). Ovviamente, il dato da noi stimato (11.8%) non si distribuisce in modo omogeneo su tutto il territorio nazionale ma presenta una forte connotazione territoriale. Le percentuali oscillano da un minimo del 1.9% dell'Emilia Romagna ad un massimo del 35.1% della Campania (dati regionali non mostrati).

Passando ad analizzare i risultati del modello logistico¹⁰ (tab. 2) osserviamo che una famiglia proveniente dal Sud con figli minori di 15 anni e con figli maggiori di 15 anni non percettori di reddito, con coniugi con un livello di studio basso, con stato civile della donna divorziato e con un numero massimo di fratelli e sorelle della coppia pari a 2, il modello (base) stima una probabilità di povertà pari al 72.4%. Secondo il modello stimato, le variabili che incidono maggiormente sulla povertà risultano essere l'area geografica di residenza della famiglia e la struttura familiare. In generale (tab. 3), in famiglie con figli maggiori di 15 anni percettori di reddito si riscontra una probabilità di povertà molto bassa con un forte decremento, rispetto al modello base, in tutte e tre le aree geografiche considerate. Entrando nel dettaglio, al sud Italia, il passaggio da una struttura familiare con figli minori di 15

⁸ Sia per l'uomo che per la donna vale la seguente legenda: basso (nessun titolo di studio/elementare/media), medio (diploma), alto (laurea/dottorato/specializ. post-laurea).

⁹ Ricordiamo al lettore che l'Istat utilizza per la determinazione della soglia di povertà la spesa familiare.

¹⁰ Avvertiamo il lettore che le elaborazioni sono state effettuate su dati deflazionati. Inoltre, simulando le elaborazioni senza considerare la componente "panel" del campione non si sono riscontrate variazioni significative nella stima dei parametri.

anni e con figli non percettori di reddito ad una struttura familiare con figli maggiori di 15 anni percettori di reddito produce un decremento della probabilità di povertà del 31.12%. Ancora più evidente risulta il decremento al centro Italia (-52.02%) ed al nord Italia (-55.08%). Da notare che le famiglie senza figli al sud mantengono una probabilità di povertà di circa il 40% contro una probabilità al centro ed al nord rispettivamente del 11.3% e 0.8%. Comparando i dati in un'ottica territoriale risulta evidente che le maggiori differenze si riscontano tra sud e nord e tra sud e centro Italia, mentre tra centro e nord Italia i decrementi risultano di modesta entità.

Tabella 1 – Numero di famiglie sotto la soglia di povertà per anno d'indagine.

Anno indagine		Soglia di povertà (OCSE)		Totale
		No	Si	
2000	Famiglie (s.p. 8335 E)	2686	418	3104
	% Famiglie	86.5%	13.5%	100.0%
2002	Famiglie (s.p. 8778 E)	2683	358	3041
	% Famiglie	88.2%	11.8%	100.0%
2004	Famiglie (s.p. 9214 E)	2590	334	2924
	% Famiglie	88.6%	11.4%	100.0%
2006	Famiglie (s.p. 9591 E)	2544	392	2836
	% Famiglie	89.7%	10.3%	100.0%
Famiglie (totale)		10503	1402	11905
% Famiglie (totale)		88.2%	11.8%	100.0%

Tra parentesi le soglie di povertà espresse in euro del 2000

Tabella 2 – Risultati modello logistico.

Legenda	Variabile	B	E.S.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Area geografica di provenienza della famiglia	Area			597.526	2	0.000	
	Area (Nord)	-2.058	0.095	474.177	1	0.000	0.128
	Area (Centro)	-1.638	0.110	222.539	1	0.000	0.194
Struttura familiare	Figli			299.002	4	0.000	
	Figli < 15	-0.970	0.130	55.428	1	0.000	0.379
	Figli >=15 no perc.	-0.709	0.093	58.444	1	0.000	0.492
	Figli >=15 perc	-2.541	0.164	239.333	1	0.000	0.079
Livello di studio donna	Senza figli	-1.389	0.116	142.995	1	0.000	0.249
	Studio donna			84.188	2	0.000	
	Studio donna(medio)	-0.881	0.108	67.000	1	0.000	0.414
Livello di studio uomo	Studio_donna (alto)	-1.692	0.324	27.262	1	0.000	0.184
	Studio uomo			107.804	2	0.000	
	Studio_uomo (medio)	-0.908	0.105	74.948	1	0.000	0.403
Stato civile donna	Studio_uomo (alto)	-2.295	0.336	46.526	1	0.000	0.101
	Coniugata	-0.681	0.256	7.072	1	0.008	0.506
	Max fratelli e sorelle uomo	0.092	0.022	17.610	1	0.000	1.096
Componente intergenerazionale	Max fratelli e sorelle donna	0.086	0.022	14.971	1	0.000	1.090
	Costante	0.609	0.277	4.836	1	0.028	1.838

-2 log verosimiglianza = 5942.814 R-quadrato di Cox e Snell = 0.188 R-quadrato di Nagelkerke = 0.352

% di casi correttamente classificati = 88.61% Probabilità di povertà "stimata" sul modello base = 0.724

Tabella 3 – Probabilità di povertà al variare della tipologia familiare per area di residenza della famiglia.

Struttura famiglia	Pr. povertà (Sud)	incr/decr* (%)	Pr. povertà (Centro)	incr/decr** (%)	Pr. povertà (Nord)	incr/decr*** (%)
Figli min15 e figli mag15 no perc.	0.724	-	0.338	-	0.251	-
Figli < 15	0.499	-31.12%	0.162	-52.02%	0.113	-55.08%
Figli >= 15 no perc.	0.564	-22.17%	0.201	-40.59%	0.141	-43.60%
Figli >= 15 perc.	0.171	-76.35%	0.039	-88.57%	0.026	-89.76%
Senza figli	0.396	-45.37%	0.113	-66.59%	0.077	-69.27%

* Rispetto al modello base (sud) e a parità di altre variabili ** Rispetto al modello "centro" e a parità di altre variabili
*** Rispetto al modello "nord" e a parità di altre variabili

5. Conclusioni

Con riferimento all'indagine della Banca d'Italia, in questo lavoro abbiamo cercato di determinare un modello per la stima del rischio di povertà per una famiglia italiana. Al fine di dividere le famiglie osservate fra povere e non povere si è utilizzato un criterio oggettivo individuando così un valore limite al di sotto del quale vengono a posizionarsi situazioni di povertà. I dati elaborati, considerando i sei anni di osservazione e la dinamica dei prezzi nel tempo, hanno evidenziato come la struttura della famiglia e l'area geografica di residenza siano fattori che determinano maggiormente lo stato di povertà delle famiglie. Il pericolo povertà risulta molto più forte in famiglie con figli piccoli e con figli non percettori di reddito residenti al sud Italia, mentre il fenomeno risulta meno accentuato al centro-nord Italia. Il livello d'istruzione dell'uomo e della donna, sebbene a sua volta legato alla partecipazione al mercato del lavoro, sembra influire meno sul rischio povertà, così come lo status di divorziato della donna e la componente intergenerazionale della coppia. Infine, ci sembra opportuno sottolineare che un ulteriore aspetto su cui occorrerà ragionare per migliorare l'analisi dovrà tenere conto anche della "povertà apparente": se il costo della vita è più basso avere un basso reddito non significa necessariamente essere povero. Così come sarà opportuno considerare che la povertà non è solo un fenomeno legato esclusivamente al reddito: due famiglie possono essere classificate come povere pur accusando bisogni completamente diversi.

Riferimenti bibliografici

- Banca d'Italia. 2000. 2002. 2004. 2006. *I bilanci delle famiglie italiane*. Supplemento al Bollettino Statistico: note metodologiche e informazioni statistiche.
- Carbonaro G. 2002. *Studi sulla povertà: problemi di misura e analisi comparative*. Franco Angeli.
- D'Agostino, A., Quintano, C. e Castellano, C. 2003. *Modelling the incidence of poverty in Italy: a comparison of three statistical methods* In: Hawaii International Conference on Statistics and Related Field The Second Annual Conference, June 5-9.
- De Santis G. 1996. *Le misure della povertà in Italia: scale di equivalenza e aspetti demografici*. Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, Roma.
- Hagenaars, A. e Van Praag, B. 1985. *A synthesis of poverty line definitions*. In: Review of Income and Wealth, Leyden University, vol. 31.
- Hagenaars, A.J.M., De Vos K. e M.A. Zaidi 1994. *Poverty statistics in the late 1980s: Research based on microdata* In: Eurostat publication, Theme 3, Series D, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Istat, 2007. La povertà relativa in Italia nel 2007. In: Statistiche in breve.
- Istat, 2006-2000. Indici dei prezzi al consumo. In: Dati e prodotti.
- Ravallion, M. 1996. *Issues in measuring and modelling poverty*. In: The Economic Journal, vol.106, n. 438.
- Rawls, J. 1971. *A Theory of Justice*, Harvard University Press, Cambridge.
- Rowntree, B.S. 1901. *Poverty. A Study of Town Life*. MacMillan and Co., London.
- Sen A. 1980. *Equality of What*. IN: S. McMurrin (eds), Tanner Lectures on Human Values, Volume 1, Cambridge University Press, Cambridge.
- Sen, A. 1985. *Commodities and capabilities*. North Holland, Amsterdam.

ABSTRACT

The aim of this paper is to highlight the influence of some socio-demographic variables on the poverty in Italy. In agreement with the monetarist approach, poverty lines were defined by applying the OCSE equivalence scale. The use of this scale has made possible the comparison of several households of different numerosness. The "risk of poverty" for the Italian families is estimated using a Bank of Italy dataset from the last surveys (2000, 2002, 2004 and 2006).

Massimo MUCCIARDI, Ricercatore di Statistica - Dipartimento "V. Pareto" Università di Messina.

Pietro BERTUCCELLI, Dottorando di Ricerca in Statistica - Dipartimento SEFISAST Università di Messina.

PRODUTTIVITÀ E STANDARD DI VITA: CONFRONTO TRA PAESI IN VIA DI SVILUPPO E PAESI SVILUPPATI

Francesca Petrei

1. Il legame tra crescita della produttività e standard di vita

“Productivity isn’t everything, but in the long run it is almost everything. A country’s ability to improve its standards of living over time depends almost entirely on its ability to raise output per worker” [Krugman P., 1990].

Questa affermazione riguarda un tema che ogni giorno è al centro dell’interesse di cittadini, studiosi, analisti e *policy makers*, quello relativo allo standard di vita nelle nostre società, visto in un’ottica specifica ovvero interconnesso con la questione della produttività.

Il principale indicatore economico del benessere è tradizionalmente il reddito, benché ormai sia ampiamente riconosciuto che esso abbia delle imperfezioni. Conseguentemente, sono state considerate nel tempo varie alternative e una di queste suggerisce di utilizzare i Conti Economici per la misura del livello di vita. Si può affermare, infatti, che il comportamento economico degli individui e i loro percorsi di consumo mostrino, come la maggior parte dei soggetti auspichino un incremento sia della quantità che della qualità dei beni e servizi disponibili, ma allo stesso tempo vorrebbero anche che essi fossero disponibili al minor costo possibile. Da questa semplice considerazione discende che un aumento dei risultati in produttività si traduce in un innalzamento del livello di vita, dato che nel caso di aumento della produttività si ha una variazione dell’output proporzionalmente maggiore a quella degli input.

Inoltre, il legame tra la crescita della produttività e l’aumento degli standard di vita, a livello macroeconomico, ha un preciso *framework* teorico di riferimento, quello che attiene alla contabilità della crescita e alla contabilità dello sviluppo grazie alle quali si evince quanta parte delle differenze di reddito tra Paesi (sia in termini di variazione che in termini di livello) sia da attribuire a differenze di produttività. Si è ormai convinti che questa sia una parte notevolmente importante, soprattutto nella crescita del reddito (circa il 58%) [Weil D. N., 2007].

Infine, se si prendono in considerazione i due indicatori più utilizzati, cioè la produttività del lavoro e il reddito pro-capite, si rileva come siano fortemente legati tra loro; infatti, la produttività esprime la resa dell’input lavorativo: è chiaro, dunque, che le tre variabili coinvolte nella misura (reddito pro capite, produttività

ed occupazione) siano da considerare legate tra loro tanto da affermare che formano un'identità matematica che spesso viene definita "equazione fondamentale" [Lun G., 2009].

$$\text{output} \equiv \text{occupazione} \cdot \text{produttività}$$

Con ciò si comprende come le differenze che si riscontrano tra diversi sistemi economici per quanto attiene al reddito pro capite e, quindi, le differenze negli standard di vita, dipendano dalla produttività del lavoro e possano trovare spiegazione nelle peculiarità del dato occupazionale riferito alle singole economie studiate.

Queste osservazioni hanno, quindi, portato gli studiosi a indagare le possibili interconnessioni tra livelli o variazioni di produttività e standard di vita nelle diverse aree geografiche.

Questo lavoro, si propone un'analisi che si inserisce in questo *framework*, ma che, invece di concentrarsi sulle dinamiche del reddito, indaga la possibile relazione tra produttività e povertà con particolare riferimento ai Paesi in via di sviluppo.

2. La relazione tra produttività e povertà nei Paesi in via di sviluppo

In letteratura, raramente la produttività viene studiata in relazione alla povertà; infatti, solitamente quest'ultima viene analizzata più specificatamente in relazione alla crescita economica poiché si ritiene che la produttività sia già contenuta implicitamente in essa. Inoltre, non vi è sempre la disponibilità di dati affidabili e di qualità sulla produttività confrontabili tra i diversi Paesi, in special modo per i Paesi in via di sviluppo.

Alcuni studiosi, comunque, si sono concentrati sul tema produttività/povertà realizzando studi in diversi contesti che vanno tutti nella direzione di mostrare un rapporto tra la crescita della produttività e la diminuzione della povertà; tra questi ricordiamo:

- Datt G., Ravallion M., 1988 – India, su dati dal 1958 al 1994: in questa analisi si evidenzia una riduzione di povertà grazie ad un incremento della produttività in agricoltura attraverso più alti salari e prezzi più bassi;
- Fluet C., Lefebvre P., 1987 – Canada, su dati dal 1965 al 1980: in questo lavoro si rileva come circa metà dei guadagni in produttività si sia trasformata in prezzi più bassi e in una riduzione dell'incidenza di povertà;
- Hayes K. J., Slottje D. J., Nieswiadomy M. L., Wolff E. N., 1994 – Stati Uniti, su dati dal 1948 al 1990: in questo studio si evidenzia una relazione tra produttività e povertà di tipo bi-direzionale;

- Sharpe A., 2004. Paesi in via di sviluppo, su dati dal 1970 al 1998: in questa analisi si rileva una relazione tra la crescita di produttività e la riduzione dell'incidenza di povertà.

Proprio a partire dai risultati e dalle riflessioni di quest'ultimo studio realizzato nell'ambito del "Centre for the study of living standards" in Canada che molto si occupa anche di studi sulla produttività, ci si propone di proseguire l'analisi sulla relazione tra produttività e povertà nei Paesi in via di sviluppo, anche utilizzando dati più recenti.

2.1 I dati

Volendo concentrare l'analisi sulla vasta area geografica dei cosiddetti Paesi in via di Sviluppo, si è dovuto procedere ad una ricognizione delle banche dati utilizzabili che contenessero indicatori sulla produttività e sulla povertà confrontabili tra di loro e disponibili per un periodo sufficientemente lungo.

Per quanto riguarda l'indicatore di povertà, è sembrato logico ricorrere ai dati della Banca Mondiale che definisce povero colui che si trova al di sotto della soglia di 1\$ al giorno o 2\$ al giorno (in parità di potere d'acquisto); sono disponibili sia il tasso di povertà e le variazioni di esso nel corso degli anni che l'incidenza di povertà.

La produttività del lavoro esprime la resa del fattore produttivo lavoro e può essere ricavata seguendo diverse metodologie di calcolo: l'unico dato disponibile per tutti i Paesi presi in considerazione è quello fornito dalla banca dati Penn World Tables 6.2 dell'Università della Pennsylvania¹ che fornisce il *Real GDP chain per workers* cioè la produttività del lavoro calcolata come rapporto tra il GDP e le persone occupate. Si tratta di un metodo abbastanza diffuso per calcolare la produttività del lavoro anche se nei dibattiti metodologici in atto² si è d'accordo sul fatto che non sia sempre la misura migliore; il prodotto interno lordo, infatti, è generalmente considerato l'indicatore chiave di un'economia ed è la misura di

¹ Il *Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania* fornisce questo database che è diventato un punto di riferimento importante per tutti i ricercatori in quanto ricco di variabili per molti Paesi nel mondo. Nel *Penn World Tables 6.2* (ultima versione disponibile dei dati) si trovano informazioni sui Conti Nazionali in parità di potere d'acquisto per 188 Paesi dal 1950 al 2004, elemento fondamentale per le analisi di lungo periodo.

² Il dibattito sulla misurazione della produttività è ampio: esistono diverse misure di produttività ed esse dipendono dagli scopi della misurazione e dalla disponibilità dei dati; inoltre, esiste il problema della definizione e della stima degli aggregati che le compongono, soprattutto per i confronti internazionali. Tra gli altri, Colombo L., Coltro G., 2001.

output più abitualmente usata, anche se, per le misure di produttività a livello di industria, si preferisce utilizzare il valore aggiunto in quanto è l'aggregato che consente di apprezzare la crescita del sistema economico in termini di nuovi beni e servizi messi a disposizione della comunità per impieghi finali³. Anche il manuale dell'OECD sulla produttività [OECD, 2001] distingue le misure di produttività del lavoro tra quelle basate sul valore aggiunto e quelle basate sulla produzione lorda o totale (*gross output*) e avverte sul fatto che le due misure potrebbero dare indicazioni non conformi: per l'output di solito è preferibile usare il valore aggiunto.

Anche per l'aggregato di input il discorso è complesso: a livello metodologico si concorda sul fatto che per quantificare il lavoro sia meglio usare il monte ore lavorate, piuttosto che gli occupati. In quest'ultimo caso, infatti, si sottende l'ipotesi di considerare un numero medio di ore lavorative costante per singolo occupato. Va da sé che alcuni elementi, per esempio, un allargamento dei contratti di lavoro a tempo parziale, possono condurre a scostamenti nell'esattezza dei calcoli: per tale ragione si provvede allora a trasformare i dati riferiti a contratti di part-time in cosiddette unità di lavoro a tempo pieno (ULA), spostando il computo su queste grandezze e non sul numero effettivo di persone occupate. Anche questo elemento non è però completamente privo di errori: così, infatti, si trascurano ulteriori fattori quali le modifiche negli orari di lavoro introdotte dai contratti di lavoro, le ore straordinarie lavorate o le assenze dei lavoratori nell'arco di tempo considerato. Si preferisce, dunque, quando i dati a disposizione lo consentono, riferirsi al volume di lavoro computato in un anno solare dal relativo sistema economico espresso in ore lavorate [OECD, 2001].

Nell'analisi effettuata, pur sapendo che la misura di produttività *Real GDP chain per workers* non è la migliore per i motivi metodologici appena sintetizzati, si è comunque utilizzata perché si avevano a disposizione dati per ben 50 Paesi (12 appartenenti all'Asia, 20 all'Africa e 18 all'America Latina) e per un periodo piuttosto lungo che va dal 1970 al 2004⁴.

2.2 L'analisi e i risultati ottenuti

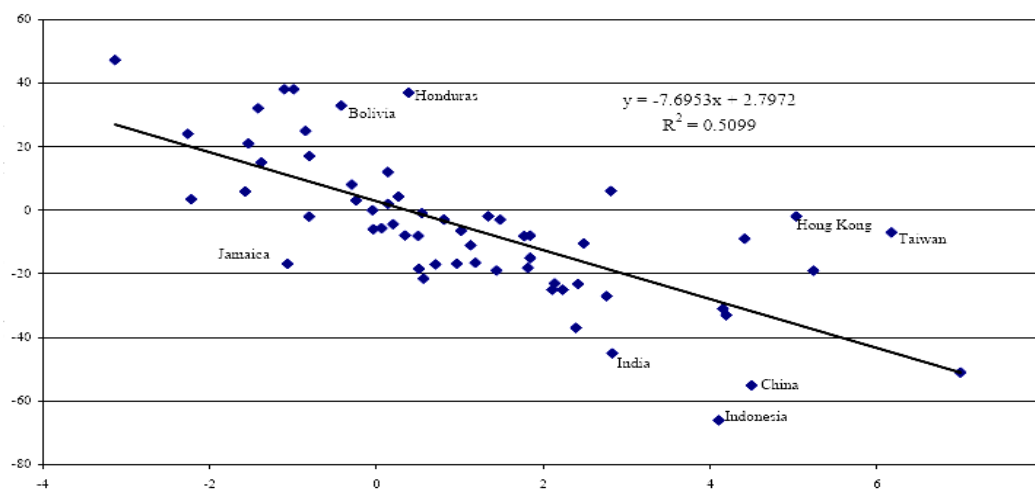
L'obiettivo dell'analisi è di capire se sia possibile individuare una relazione tra la produttività e la povertà, posto che la letteratura è concorde sulla relazione tra crescita economica (reddito pro capite) e povertà e sullo stretto legame che esiste tra produttività e reddito pro capite [Weil D. N., 2007].

³ Inoltre, alcune poste necessarie per il passaggio dal valore aggiunto al PIL (in particolare, i servizi finanziari indirettamente imputati) vengono ad oggi calcolati solo per l'intera economia.

⁴ Alcuni Paesi sono stati esclusi in quanto mancavano i dati per parecchi anni; tutti i Paesi più importanti e più grandi però sono stati inclusi.

Le variabili considerate sono state distinte tra quelle che individuano la variazione dei fenomeni nel tempo e quelle di livello; per prima cosa si è proceduto ad una loro ispezione grafica.

Grafico 1 – Tasso di crescita della produttività del lavoro e tasso di variazione di povertà (soglia di 2 \$ al giorno) nei Paesi in Via di sviluppo, 1970 – 2004.



Fonte: elaborazioni su dati World Bank e Penn World

Nel grafico 1, sull'asse delle ordinate abbiamo i punti percentuali di variazione del tasso di povertà sulla soglia di 2\$ al giorno e sull'asse delle ascisse si trova la crescita media della produttività del lavoro. Già ad una prima analisi, si evince che i dati dei Paesi in via di sviluppo sembrano avere un andamento lineare di tipo inverso e ciò è confermato anche dai grafici realizzati con le altre variabili prese in considerazione (soglia di 1\$ al giorno; livello di produttività e incidenza di povertà per le due soglie).

A questo punto, supportati dall'ispezione grafica, si è proceduto alla semplice analisi di regressione lineare per capire l'intensità della relazione.

L'analisi effettivamente conferma ciò che veniva intuito a livello grafico e cioè si può affermare che esiste una certa relazione tra le variabili prese in considerazione; nelle successive tabelle (tab. 1 e 2) troviamo i coefficienti R^2 che, come noto, sono una misura dell'adattamento del modello e misurano la proporzione di varianza totale di Y che può essere spiegata da X [Koop G., 2001, pp. 55]. Analizzandoli, vediamo che essi sono generalmente più alti se ci si riferisce alla misura di povertà basata sulla soglia dei 2\$ al giorno. Ciò è spiegabile dal fatto che per questa misura di povertà le variazioni negli anni sono più

significative: la quota di coloro, invece, che sono al di sotto della soglia più bassa (1\$ al giorno) rimane più o meno stabile nel tempo.

Tabella 1 – Coefficienti R^2 tra crescita della produttività del lavoro e variazioni del tasso di povertà (1970 – 2004).

1\$ a day poverty measure			
Asia	America latina	Africa	Paesi in via di sviluppo
0,197	0,328	0,582	0,596

2 \$ a day poverty measure			
Asia	America latina	Africa	Paesi in via di sviluppo
0,481	0,479	0,794	0,726

Fonte: elaborazione su dati World Bank e Penn World

Tabella 2 – Coefficienti R^2 tra i livelli di produttività del lavoro e l'incidenza di povertà – 2004.

1\$ a day poverty measure			
Asia	America latina	Africa	Paesi in via di sviluppo
0,188	0,339	0,628	0,515

2 \$ a day poverty measure			
Asia	America latina	Africa	Paesi in via di sviluppo
0,436	0,439	0,801	0,727

Fonte: elaborazione su dati World Bank e Penn World

Nella tabella 1 sono riportati i coefficienti dell'analisi svolta sugli indicatori di variazione: qui si rileva una relazione tra produttività e povertà nei Paesi in via di sviluppo presi nel complesso, più forte in Africa, più debole in America Latina e Asia. Nella tabella 2 sono riportati i coefficienti R^2 tra le variabili di livello della produttività e l'incidenza di povertà in un dato anno (l'anno più recente disponibile è il 2004): sembra esserci una certa relazione anche in questo caso, con un'accentuazione maggiore per il continente africano.

Da queste primissime evidenze, dunque, sembra lecito affermare che la produttività e la povertà siano legate in misura inversa nel senso che ad un aumento della produttività corrisponda una diminuzione della povertà. In verità, la relazione presenta una diversa intensità nei differenti Paesi: è più forte e significativa nelle aree geografiche più povere, in particolare nel continente africano.

3. Spunti di riflessione per i Paesi sviluppati

A partire dalla considerazione sull'esistenza di una certa relazione tra produttività e povertà nei Paesi più poveri, ci si chiede se nei Paesi già sviluppati (Europa, Stati Uniti, Giappone) questa relazione esista.

Si è effettuata, dunque, una prima analisi, analoga a quella realizzata per i Paesi in via di sviluppo, condotta su 18 Paesi sviluppati, utilizzando dati EUROSTAT-OECD. Gli indicatori usati sono: la produttività del lavoro misurata come *GDP per hours worked* (variazioni e livello) e il tasso di povertà relativa: *Relative poverty rates for 60% of median income thresholds* (è sembrato più logico usare questa soglia di povertà per Paesi "ricchi" piuttosto che quelle di 1\$ o 2\$). Da sottolineare che si sono riscontrati alcuni problemi nella disponibilità dei dati per quanto riguarda la povertà; infatti, l'OECD fornisce questa informazione aggregata per anni (quindi, non si ha una serie storica sufficientemente lunga), mentre l'EUROSTAT non fornisce dati comparabili per USA e Giappone.

Comunque, già dalla prima ispezione grafica dei dati (che per mancanza di spazio non possiamo riportare) si può affermare che la relazione tra le variabili sembra non esserci: ciò sembra avvalorare l'ipotesi per cui produttività e povertà siano legate in modo più stretto nei Paesi a più basso reddito.

Sappiamo, però, che produttività e redditi sono fortemente legati e alcuni studi dimostrano anche che le due variabili hanno percorsi nel tempo perfettamente coincidenti.

La conclusione, allora, sembra essere che, nei Paesi "ricchi" i guadagni di produttività non vanno a influire sui redditi più bassi tanto da riuscire a modificare i tassi di povertà.

Questa è solo una considerazione intuitiva: per cercare evidenza empirica di questa ipotesi si procederà ad una analisi della produttività e dei salari reali nei Paesi sviluppati per individuare i loro andamenti nel tempo e per definire, poi, dei profili in modo da determinare fino a quale livello di salario il guadagno di produttività influisca. Capire questo aspetto, servirebbe ad avere una più chiara visione sulla problematica della produttività e a suggerire possibili nuovi spunti a livello di *policy*.

Comunque, è certo che un incremento della produttività in un Paese sia da perseguire; infatti, una maggiore produttività non aumenta solo gli standard materiali di vita, ma allarga anche lo spettro delle possibilità: un incremento di produttività dà alla società la facoltà di scegliere se aumentare il benessere economico attraverso un maggiore consumo di beni privati, di beni pubblici o di pubblici trasferimenti per la sicurezza o l'uguaglianza. Di certo, un aumento di produttività non incrementa da solo e automaticamente il benessere sociale, ma riduce la possibilità di fallimento delle decisioni e rende più semplice raggiungere obiettivi politici e sociali per migliorare le condizioni di tutti i cittadini.

Riferimenti bibliografici

- Colombo L., Coltro G. 2001, *La misurazione della produttività: evidenza empirica e problemi metodologici*, «Quaderni dell'Istituto di economia e finanza», n. 39, Università Cattolica del Sacro Cuore, Milano.
- Datt G., Ravallion M. 1998. *Farm Productivity and Rural Poverty in India*, in «Journal of Development Studies», April, vol. 34 (4), pp. 62-85.
- Feldstein M. S. 2008. *Did Wages Reflect Growth in Productivity?*, NBER Working Paper n. W13953.
- Fisher T., Hostland D. 2002. *The Long View: Labour Productivity, Labour Income and Living Standards in Canada*, in «The Review of Economic Performance and Social Progress», 2002. pp. 57-67.
- Fluet C., Lefebvre P. 1987. *The Sharing of Total Factor Productivity Gains in Canadian Manufacturing: A Price Accounting Approach - 1965-1980*, in «Applied Economics», February, vol. 19 (2), pp. 245-257.
- Guilbaud O. 2003. *Productivity growth and poverty reduction in developing countries*, CSLS Research Report n. 2003-6.
- Hayes K. J., Slottje D. J., Nieswiadomy M. L., Wolff E. N. 1994. *The Relationship Between Productivity Changes and Poverty in the United States* in «Journal of Income Distribution», vol. 4 (1), pp. 107-119.
- Koop G. 2001. *Logica statistica dei dati economici*, Utet, Torino.
- Krugman P. 1990. *The age of diminished expectations*, Cambridge University Press.
- Lun G. 2009. *Le relazioni esistenti tra produttività occupazione e benessere: un'analisi sulle province italiane*, in «Rivista di economia e statistica del territorio», n. 1.
- OECD 2001, *OECD Productivity Manual: A Guide to the Measurement of Industry-Level and Aggregate Productivity Growth*, OECD, Paris.
- Sharpe A. 2004. *Exploring the linkage between productivity and social development in market economies*, CSLS Research Report n. 2004-2.
- Sharpe A., Arsenault J., Harrison P. 2008. *The relationship between labour productivity and real wage growth in Canada and OECD countries*, CSLS Research Report n. 2008-8.
- Van Ark B., McGuckin R. 1999. *International comparisons of labor productivity and per capita income*, in «Monthly Labor Review», July, pp. 33-41.
- Weil D. N. 2007. *Crescita Economica. Problemi, dati e metodi di analisi*, edizione italiana D'Amato M. e Jappelli T., (a cura di), Editore Ulrico Hoepli, Milano.

SUMMARY

The aim of this paper is to focus on possible relationship between productivity and poverty in the Developing Countries. The analysis on labour productivity and poverty finds that across the Developing Countries for which data are available productivity growth plays a substantial role in reducing poverty; this effect is also found to account to be stronger in Countries with relatively lower income. This conclusion suggests that in this Countries, in attempting to reach their poverty reduction objectives, should pursue policies that foster productivity growth.

Francesca PETREI, Dottoranda di ricerca presso l'Università di Teramo.

SOCIAL EXCLUSION IN EUROPEAN REGIONS: A MULTILEVEL LATENT CLASS MODEL

Elena Pirani

1. Modelling social exclusion

In recent years the term *social exclusion* has taken a prominent place in discussions concerning social policies and inequalities, in all European countries. Social exclusion is not only a negative condition *per se*, it also represents a disruptive element for social and economic development, entailing the risk for people to become excluded from the mainstream society. The fight against poverty and social exclusion is one of the central objectives of the European Union, in a context where the links between the economic and the social spheres are assuming an increasing central importance. We propose a statistical framework to study social exclusion considering at the same time both relational and distributional aspects. The proposed hierarchical latent class model allows accounting for all these elements, also in a subjective perspective, and considering the different contexts in which individuals live and that may affect their perceptions.

In the literature, there is agreement in considering social exclusion a multidimensional concept (e.g. Room 1995, Atkinson and Davoudi 2000, Peace 2001). *Multidimensionality* implies that deprivation and lack of resources determining social exclusion have to refer to a broad set of quantitative and qualitative factors. The relevance of the different elements of exclusion may be different depending on the context, in term of time and place (Mayes *et al.* 2001, Bhalla and Lapeyre 2004). Referring to the fifteen countries belonging to European Union in 2001, we propose a conceptual model of social exclusion based on the identification of three principal dimensions representing the spheres of human life in which it is most important for individuals to participate: the economic, the social and the institutional dimensions. These three dimensions refer to different areas of human life that interact and influence reciprocally, and exclusion in one dimension could determine or make worse exclusion in the others (Bhalla and Lapeyre 2004).

The *economic dimension* refers to monetary and financial aspects and, in a broader sense, it includes the subject's capability to access goods and services market and the subject actual living conditions. The *social dimension* concerns with the domain of relations among individuals. The relationship networks with family, friends, neighbours, local community, and so on, may be viewed as forms of social capital at individual level, that can be activated when necessary, thus

providing not only emotional support but also material assistance when economic difficulties or transitional troubles arise (Böhnke 2008). Finally, the *institutional dimension* concerns relationships between people and the State: while social dimension accounts for the private sphere of people, the institutional one focuses on individuals as citizens. These relations may be measured in term of offer and enjoyment of civil, political and socio-economic rights, and they include the so-called active citizenship rights.

Finally, we consider social exclusion as a relative concept. *Relativity* means that an individual is socially excluded only with respect to other members of his society, and it does not exist an “absolute” social exclusion condition. In this sense, we deem crucial to introduce in the analysis also subjective elements. The qualitative aspects are as important as the quantitative ones to explain social exclusion situations, in all the considered dimensions (Pirani and Schifini 2008).

2. Data, indicators and covariates

The analysis is carried out using the 56.1-2001 round of Eurobarometer (EB) Survey¹, which collected data that are representative for the NUTS regions defined by Eurostat for all EU-15 countries. The hierarchical structure of the data consists of 15,927 individuals nested in 77 regions belonging to 15 countries, with minimum and maximum group sizes equal to 7 and 1,001 respondents, respectively.

Reckoning with limited data availability, we selected some indicators from the EB 56.1 for each identified domain of exclusion. First, the objective measure of the economic and financial situation is obtained considering the income quartile of individuals, together with a composite indicator of the economic difficulties that people coped with in last twelve months. The self-rated measure of income is considered for comparative purposes, and in order to better characterize the economic dimension from a subjective perspective, we used also the indicator coming from the question: “Some people look down on me because of my income or job situation”.

Referring to the social dimension, the 56.1 Eurobarometer dataset provides information about the frequency of the relationships with the “immediate” sphere of individuals: friends, relatives and neighbours. Moreover, we built an indicator capturing how much practical and emotional support people would expect to get from members outside their household in situations of need. Finally, another indicator offers the possibility to investigate the participation in social activities

¹ Data, questionnaire and other information can be found on the web sites http://ec.europa.eu/public_opinion/index_en.htm and <http://www.gesis.org/en/>

like leisure or sport clubs. The subjective perceptions of social exclusion and of social usefulness are captured by the EB questions: “Do you feel left out of society?” and “Do you feel to have the chance to play a useful part in society?”.

Finally, for the institutional dimension, the EB survey provides data about the subjective evaluation and satisfaction of the respondents about the medical services, their social entitlements in case of sickness, invalidity and unemployment, and the presence of vandalism and theft in the place where they live.

In Latent Class models, covariates are used to predict the membership to latent classes, thus improving their description. The individual level covariates we used are the age and the occupational status of the respondents. Referring to the regional level covariates, we considered the gross domestic product (GDP), and we defined an indicator given by the ratio between the amount of taxes, social contribution and transfers paid, and the primary income, representing a *proxy* of the social protection expenditure of the region. Finally, using an individual response of Eurobarometer, we computed an indicator that quantifies, for each European region, the percentage of people attributing the responsibility of poverty and social exclusion either to individual or to societal failure.

3. A multilevel latent class model to study social exclusion

We analyse the condition of social exclusion for the individuals. However, sharing the same environmental conditions, individuals within a region tend to be more alike than individuals coming from different regions. The approach followed to deal with the *intra-region* correlation is the so-called multilevel approach (Skrondal and Rabe-Hesketh 2004). First level units are individuals, and the first level model corresponds to a standard LC analysis (Hagenaars and McCutcheon 2002). Based on the observed indicators, individuals are classified in latent classes, representing the levels of exclusion. The regions where individuals live represent the second level units: the regional differences in the distribution of the latent variable are modelled allowing some parameters to vary across regions.

Consider individuals $i = 1, \dots, n_j$ originated from an international sample of 77 European regions, $j = 1, \dots, 77$. Y_{ijk} represents the response to item k (with $k = 1, \dots, 12$) of person i coming from region j , whereas \mathbf{Y}_{ij} is the full $K \times 1$ vector of responses of the same individual i , and \mathbf{Y}_j is the full $(n_j \times K) \times 1$ vector of responses of all individuals in region j . All the $K = 12$ indicators used in the analysis are categorical. \mathbf{Z}_{ij} and \mathbf{Z}_j^g denote respectively the individual and the

contextual covariates. We define the discrete latent random variable X_{ij} that represents the individual condition of social exclusion. Given their response patterns to the selected indicators, individuals will be classified in a probabilistic way in one of the $t=1, \dots, T$ latent classes of X_{ij} . Moreover, we assume the existence of a discrete latent random variable W_j at regional level, with $m=1, \dots, M$ classes, conditionally on which the individual responses are assumed to be mutually independent. The second level latent variable has the role of a random effect in the model for X_{ij} , and it aims to identify latent types of regions for which parameters in the specified model differ. This multilevel specification of the latent class probability structure is built by introducing a finite mixture model at each level of nesting (Vermunt 2003), i.e. at the individual and regional level:

$$P(\mathbf{Y}_j | \mathbf{Z}_j) = \sum_{m=1}^M \left[P(W_j = m | \mathbf{Z}_j^s) \left[\prod_{i=n}^{n_j} \sum_{t=1}^T P(X_{ij} = t | W_j, \mathbf{Z}_{ij}) \prod_{k=1}^K P(Y_{ijk} = s_k | X_{ij}, W_j) \right] \right]$$

The three components of the right-hand side of the previous equation are specified using multinomial logit models, and represent:

- the probability that region j belongs to a particular level of the latent variable W_j , given the three selected regional covariates \mathbf{Z}_j^s ;
- the probability that respondent i belongs to a particular class of the latent variable at the first level X_{ij} , given regional latent class membership and the two individual covariates \mathbf{Z}_{ij} ;
- the joint probability that the i -th respondent follows the pattern \mathbf{s}_i given individual and regional latent class membership. In order to account for variability of item response among different regions, we hypothesized some direct effects of the group-level latent variable.

4. Results

The model discussed here identifies 6 different respondent types as regard their deprivation status in all the relevant domains, i.e. $T=6$ latent classes at individual level, and of 4 classes at regional level, i.e. $M=4$ (subsequently indicated as “clusters”) which enable to differentiate rather well among regions. The model has been selected by means of the BIC statistics.

The characteristics of each class, in terms of their similarities and differences, can be discussed referring to the *class-specific marginal probabilities* associated

with each indicator $\hat{P}(Y_{ijk} = s_k | X = t)$, which show how the latent classes are related to the 12 indicator variables used in the analysis. In this sense, we can characterize each class of the latent variable in term of response probability to each level of the indicators, and thus describe the different typologies that emerge.

At the individual level, the model identifies a class of people excluded from all the dimensions. Individuals in class 6 (11.2% of the population) have high risk to be in the lowest income quartiles, to perceive to be poor, to feel excluded from the society, to have low personal relationships, and to have a negative perception of the institutional system. More than one-third of the population (the 37.9%) is in the opposite situation: for individuals in class 1 the probability to give an answer that corresponds to a positive situation is the highest for almost all the indicators. In this sense, class 1 represent the “not excluded class”. The other classes present intermediate situations. An interesting characteristic of class 2 (size equal to 18.3%) is the disagreeing between the objective measure of the income and the perception to get by with that income. This class has low probability to include people who feel unhelpful or excluded, or people who are unsatisfied with the social and security system. A low level of income does not represent *per se* an element that affect the capability of these individuals to integrate in the mainstream society. The profile of latent class 3 identifies individuals (11.9%) who perceive the risk of social exclusion and the difficulty to have a useful role in the society in a measure higher than the overall mean. The critical aspect of this class is represented by the social relationships: people in this class are in a situation in which the risk of marginalization and the feeling of social exclusion is not linked to a lack of economic stability, but rather to a lack of a stable and positive social network. Class 4, for which membership probability is 0.14, is characterized by a high probability to be in the lowest income quartiles and to perceive the income as not sufficient. Individuals in this class feel a sense of inferiority with regards the others due to their income or their job situation, and feel to be left out of the society and to not have a useful role in the society. Class 4 thus identifies a kind of exclusion that is mainly economic. Finally, class 5 identifies a situation of exclusion referred to the “institutional dimension”: the probability to be dissatisfied with the social assistance and health care system is the highest, together with the assessment about the strong presence of violence and theft in the area. Moreover, people in this class not participate in association activities. This class is the smallest one (6.6%).

Let us now move to the second level by computing the region classification based on these cluster membership (prior) probabilities conditional on group-level covariates $\hat{P}(W_j = m | Z_j^g)$. We consider the classification into 4 clusters of regions.

In cluster number 1 are classified almost all UK regions, Ireland, two German regions (Bremen and Baden-Wurttemberg), the North-East of Italy, the East and

the West of France, and some Spanish regions, which give a cluster size equal to 0.33. These regions are characterized by a medium-low level of GDP and of the ratio between taxation and primary income, while the condition of poverty and social exclusion is mainly seen as an individual responsibility. A positive situation is identified for regions belonging to cluster 2, which are, on average, in the fourth GDP quartile and have an high level of taxation. The regions classified with the highest probability in this cluster are the Dutch ones, Denmark, South-Finland, East-Austria and Centre-East France ($p=0.13$). Regional cluster 3 groups together southern European regions (Greece, South and Islands of Italy, most Portuguese and Spanish regions, for a cluster size equal to 0.16), which are at low levels of GDP; in these countries the share of social security and protection system financed by means of public taxation is rather low. Finally, the group-level cluster 4 includes most of German and French regions, Austria, Sweden, North Finland, and North-West and Centre Italy ($p=0.38$). In terms of group level covariates a remarkable characteristic of this cluster is the high percentage of people who declare that the condition of poverty and social exclusion is due to a failure of the society and to its injustice, and that it is an inevitable part of modern progress.

The different composition of individual social exclusion typologies among the four clusters of regions is analysed by computing the probability of being in a certain latent class of X_{ij} for each level of W_j that is $P(X_{ij} = t | W_j = m)$. Considering the relative size of individual-class within a region-cluster, we note that individual latent classes 2 and 3 (the “not excluded classes”) are highly present mainly in region-clusters 1 and 2 and, which, in fact, in terms of response probabilities to the indicators, groups regions for which individuals don’t seem to be in a disadvantaged condition. Individual-level class 4 is present in all region-clusters, except the third. Indeed, classes 5 and 6 are prevalent in region-cluster 3, for which the probability to feel left out of society is the highest (0.13). These findings highlight the presence of different structures for the same latent variable “social exclusion” across regions, depending on the effect of the latent variable grouping the regions; at the same time, they show how the importance of the different dimensions change across groups of regions. Particularly, in certain regions (e.g. cluster 4) social exclusion situations are mainly linked to a lack of social networks and thus to the relational dimension, whereas in other regions (e.g. cluster 3) the critical factor is represented by poverty and dissatisfaction towards the social protection system. In some other areas (e.g. cluster 1) the most important elements in determine social exclusion situation and/or perception are the material and economic deprivation.

The regional effect may be seen also by computing the individual latent class probabilities conditional to regional latent cluster for different covariate patterns:

$\hat{P}(X = t | W = m, \mathbf{Z}_{i*})$. For instance, the probability to belong to class 6 for a retired person rises from 0.02 for cluster 2 to 0.60 for cluster 3, against a probability equal to 0.11 for an average region. For clusters 1, 2 and 4, this hypothetical individual has high probabilities to belong to class 3 characterized by low levels of income but by a positive subjective evaluation of the overall conditions in all domains of the life. Again, for a young unemployed person, the highest probability to belong to the latent class of excluded people is given membership to cluster 3 (0.57). On the other hand, for these regions, such an individual has high probability to be classified in class 5 (institutional exclusion, 0.38 versus 0.03 for an average region). Moreover, except for cluster 4, this hypothetical individual has a low probability to belong to class 1 (relational exclusion).

5. Concluding remarks

In this contribution, starting from a working definition of social exclusion, which encompasses some founding elements of social exclusion notion namely multidimensionality, subjectivity and relativity, we implemented a multilevel Latent Class model, which simultaneously derives regional and individual profiles.

Our outcomes have proved, firstly, that it exists different typologies of social exclusion, according to the three identified dimensions. The role of economic conditions in determining social exclusion situations seems to be reduced whether one considers in the analysis also the relational dimension. Secondly, the multilevel extension allows accounting for the social, cultural and economic context, thus underlying different structures of the same latent concept *social exclusion* for different groups of regions. It being understood the multidimensionality of the concept, for some European areas the social exclusion condition is mainly due to the relational sphere, for others to the economic dimension, and for other ones to the detachment with respects the institutions and the public context.

These findings imply that social networks, as well as social and protection system, might not to have the same impact both in influencing the perception of social exclusion and in reducing the risk of social exclusion in all European regions. In this sense, we deem that the contextualization and the knowledge of the cultural, economic, social and institutional environment is fundamental to understand the relations among the risk factors that may trigger social exclusion situations, and that these differences should be accounted for during the formulation and implementation of the measures and policy strategies at European level.

References

- Atkinson R. and Davoudi S. (2000), *The concept of social exclusion in the European Union: context, development and possibilities*, Journal of Common Market Studies, 38 (3)
- Bhalla A.S. and Lapeyre F. (2004), *Poverty and exclusion in a global world*, London: Macmillan.
- Böhnke P. (2008), *Are the poor socially integrated? The link between poverty and social support in different welfare regimes*, Journal of European Social Policy, 18 (2)
- Hagenaars J.A. and McCutcheon A.L. (2002), *Applied Latent Class Analysis*, Cambridge University Press.
- Mayes D.J., Berghman J. & Salais R. (2001), *Social exclusion and European policy*, Edward Elgar.
- Peace R. (2001), *Social exclusion: a concept in need of definition?*, Social Policy Journal of New Zealand, vol. 16.
- Pirani E. and Schifini S. (2008), *Differenze regionali nei processi di esclusione sociale nell'Europa mediterranea*, Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica, LXII (2-4)
- Room G. (1995), *Beyond the Threshold: The Measurement and Analysis of Social Exclusion*, The Policy Press, Bristol
- Skrondal A. and Rabe-Hesketh S. (2004), *Generalized Latent Variable Modelling: Multilevel, Longitudinal, Structural Equation Models*, Chapman and Hall/CRC, Boca Raton, FL.
- Vermunt J.K. (2003), *Multilevel latent class models*, Sociological Methodology, 33 (1)

SUMMARY

Social exclusion in European Regions: a multilevel latent class model

The aim of this paper is the study of social exclusion in European Union, focusing on the similarities and the differences between the different regions. We implemented a multilevel latent class model, which enables to analyse the multidimensional nature of the concept of social exclusion, identifying different profiles of individuals according to their perception and/or condition of exclusion in different domains of life. The multilevel extension allows differentiating among the European regions, underlying the existence of different concepts of social exclusion. Data for the analysis come from Eurobarometer survey 56.1 of 2001.

CONDIZIONI DI SALUTE E DISEGUAGLIANZE SOCIALI IN TOSCANA

Elena Pirani, Silvana Salvini

1. Obiettivi e fonte dei dati

Gli ultimi anni sono stati caratterizzati da importanti riforme del sistema sanitario in Italia, il quale ha visto il proprio baricentro spostarsi sempre più verso il territorio. In questo quadro di decentramento, la variabilità tra le regioni rappresenta solo un aspetto parziale del problema, e un'ottica di confronto regionale rischia di nascondere importanti elementi di differenziazione in realtà presenti all'*interno* delle singole regioni. Diventa pertanto fondamentale conoscere le caratteristiche di un territorio e della sua popolazione per poter monitorare gli eventuali divari che si possono venire a creare tra i bisogni di salute e le risorse del sistema sanitario. In Italia si riscontrano, infatti, ancora oggi forti disparità nel settore della sanità – dallo stato di salute all'incidenza delle malattie, dal ricorso ai servizi sanitari all'organizzazione di tali servizi – sia con riferimento alle condizioni socio-economiche degli individui sia a livello territoriale (Istat 2007, Ongaro e Salvini 2009).

La possibilità di indagare ad un livello territoriale più dettagliato i diversi aspetti di disuguaglianza nel settore salute è offerta dall'indagine *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari* condotta dall'Istat nel 2005, la quale oltre ad un arricchimento dei contenuti informativi (Gargiulo et al. 2008), apporta anche una importante innovazione nel quadro delle indagini multiscopo dal punto di vista del disegno di campionamento. Nell'ambito di una convenzione con le Regioni e il Ministero della salute, l'Istat ha infatti aumentato le dimensioni campionarie dell'indagine, raggiungendo l'obiettivo della significatività delle stime anche a livello sub-regionale. Il disegno di campionamento ha individuato come domini di studio le *aree vaste*, definite in relazione allo specifico contenuto informativo dell'indagine (Caranci et al. 2008). Le *aree vaste* sono costituite da aggregazioni di ASL (Aziende Sanitarie Locali), da province o da aggregazioni di province, e individuano pertanto aggregati territoriali di particolare interesse per la programmazione sanitaria a livello locale.

Fra le numerose informazioni disponibili dall'indagine, in questo contributo prenderemo in considerazione tre diversi indicatori delle condizioni di salute degli

individui. Il primo indicatore considera la percezione dello stato di salute, misurandola attraverso il quesito “Come va in generale la sua salute?”, che permette di cogliere il concetto di salute nella sua globalità e multidimensionalità. Il secondo indicatore utilizzato fa riferimento alla multi cronicità, ovvero individua i soggetti affetti contemporaneamente da tre o più malattie croniche. Infine, il terzo indicatore rileva la presenza di disabilità, definendo come disabile una persona che presenta gravi difficoltà in almeno una delle dimensioni delle attività quotidiane: confinamento a letto, su una sedia o in casa, difficoltà di movimento, difficoltà nelle funzioni quotidiane, difficoltà nella comunicazione.

La nostra analisi si concentrerà sulla regione Toscana. Innanzitutto, sulla base di questi indicatori della salute, proponiamo una prima lettura della variabilità intra-regionale con riferimento alle *aree vaste*. Inoltre, sempre in un’ottica comparativa tra le aree sub-regionali, tali indicatori saranno messi in relazione con alcune caratteristiche socio-economiche, sia individuali che familiari, al fine di studiare se, e in che misura, la Toscana si stia avvicinando verso l’obiettivo di *equità* della salute, o se al contrario si presentano elementi di disuguaglianza per certe fasce della popolazione piuttosto che per altre (Maciocco 2009). L’analisi presentata di seguito si riferisce alla popolazione toscana di 50 anni e oltre.

2. Le aree vaste toscane

La regione Toscana risulta suddivisa in quattro *aree vaste*: l’area di Firenze città, che in quanto comune metropolitano viene considerato separatamente; il resto della provincia di Firenze, insieme a quelle di Pistoia e Prato; l’area a sud-est composta dalle province di Arezzo, Siena e Grosseto; le province della costa Tirrenica, ovvero Massa Carrara, Lucca, Pisa e Livorno. Le quattro aree vaste toscane rappresentano un insieme piuttosto eterogeneo da diversi punti di vista, sia demografico che socio-economico.

Nel capoluogo toscano risiede una popolazione mediamente più anziana. In particolare, se ci concentriamo sulla popolazione di 50 anni e oltre, a Firenze città la quota di ultraottantenni è del 18.3%, con uno scarto di 4-5 punti percentuali rispetto alle altre aree. L’area che comprende la città di Firenze si caratterizza anche per avere mediamente un titolo di studio alto (il 19.8% dei maschi e il 12.4% delle femmine è laureato, contro una media per l’intera regione pari rispettivamente all’8 e al 5.3%, divario che rimane inalterato anche considerando la quota di individui con almeno un diploma superiore).

Come *proxi* della condizione socio-economica, l’indagine Istat fornisce un indicatore soggettivo dell’adeguatezza delle risorse economiche, e un indicatore composito relativo alle condizioni abitative. Per quanto riguarda il giudizio

espresso dagli individui circa l'adeguatezza delle loro risorse economiche, distinguendo fra chi le giudica ottime o adeguate da chi le ritiene scarse o insufficienti, le quote maggiori di insoddisfazione si rilevano nelle province di Firenze, Pistoia e Prato (33.9 e 39.1 rispettivamente per uomini e donne). Considerando invece l'indice di condizione abitativa, sono le province di Siena, Arezzo e Grosseto a registrare la situazione più negativa (circa 20% contro una media regionale del 17.7%).

Consideriamo ora i tre indicatori delle condizioni di salute: percezione soggettiva del proprio stato, presenza di multicronicità e di disabilità. Come emerge dalla tabella 1, l'area metropolitana fiorentina si caratterizza per una maggiore presenza di individui (sia uomini che donne) affetti da multicronicità, ma per livelli inferiori di disabilità rispetto alle altre aree. L'area di Massa Carrara, Lucca, Livorno e Pisa è invece quella che presenta la quota maggiore di uomini affetti da disabilità. Non sembrano esserci differenze marcate tra le aree vaste per quanto riguarda la percezione delle condizioni di salute. Nonostante alcune differenze in base all'indicatore di salute considerato, emerge quindi un certo grado di eterogeneità intra-regionale, non solo per la condizione socio-economica, ma anche per le diverse dimensioni che compongono il concetto di salute.

Tabella 1 – *Persone di 50 anni e oltre secondo lo stato di salute (male o molto male), la presenza di multi cronicità e disabilità dichiarati, per aree vaste della Toscana e sesso.*

	MASCHI			FEMMINE		
	cattiva salute	multi cronicità	disabilità	cattiva salute	multi cronicità	disabilità
1. Fi città	5.35	14.39	2.71	10.29	27.27	7.09
2. FI-PT-PO	6.14	12.74	3.83	10.41	24.88	6.75
3. SI-AR-GR	6.90	12.70	3.67	11.16	23.48	7.57
4. MC-LU-LI-PI	6.90	12.02	4.33	9.87	23.39	7.15
TOSCANA	6.51	12.63	3.87	10.37	24.27	7.12

Fonte: nostre elaborazioni sui dati dell'Indagine sulle Condizioni di salute, Istat, 2005.

La relazione tra alcune caratteristiche socio-economiche (Maciocco 2009) e le condizioni di salute, è messa in evidenza nella tabella 2. Se consideriamo innanzitutto il titolo di studio degli individui, emerge che per tutti e tre gli indicatori di salute considerati a livelli di studio inferiori corrisponde una situazione più critica e svantaggiata. All'aumentare del titolo di studio si riducono, a parità di classi di età, le quote di coloro che alla domanda "Come va in generale la sua salute" rispondono "male" o "molto male"; tale andamento si riscontra, anche se in misura più attenuata e non sempre decrescente, anche per la condizione di multi cronicità e di disabilità. In quest'ultimo caso la differenza è rilevante soprattutto nelle età più avanzate. In secondo luogo, la tabella mostra che la percentuale di soggetti che dichiarano di essere in cattive condizioni è più alta tra coloro che lamentano risorse economiche scarse o insufficienti. Le differenze sono piuttosto rilevanti, con scarti di oltre 10 punti percentuali tra gli

ultrasessantacinquenni. L'effetto discriminante dell'adeguatezza delle risorse economiche è esercitato anche sulla condizione di multicronicità e di disabilità, sebbene in modo differenziato per genere e classi di età: in questo caso sono soprattutto le donne ad presentare quote più elevate di multicronicità e disabilità. Infine, anche l'abbassarsi dell'indice di condizione abitativa sembra essere rilevante nel peggiorare la percezione delle proprie condizioni di salute e nel dichiarare 3 o più malattie croniche: in particolare si registra un aumento di circa 10 punti percentuali dello svantaggio in termini di salute per gli uomini oltre i 65 anni e per le donne con meno di 80 anni. Per quanto riguarda la presenza di disabilità, invece, l'effetto discriminante delle condizioni abitative si ha con intensità rilevanti dopo gli 80 anni.

In sintesi, per ognuno dei tre indicatori di salute considerati, si conferma l'ipotesi che gli individui maggiormente svantaggiati da un punto sociale ed economico sono maggiormente svantaggiati anche da un punto di vista delle condizioni di salute, e quindi di un legame tra questi diversi fattori.

Tabella 2 – Persone di 50 anni e oltre secondo la percezione dello stato di salute, la presenza di multi cronicità e disabilità dichiarati, per classi di età, sesso, e indicatori della condizione socio-economica.

	TITOLO DI STUDIO						GIUDIZIO SU RISORSE ECONOMICHE				INDICE DELLE CONDIZIONI ABITATIVE			
	MASCHI			FEMMINE			MASCHI		FEMMINE		MASCHI		FEMMINE	
	Nessun titolo/ Lic. elem.	Diploma Licenza media	Diploma sup./ Laurea	Nessun titolo/ Lic. elem.	Diploma Licenza media	Diploma sup./ Laurea	Scarse/ insuffic.	Ottime/ adeguate	Scarse/ insuffic.	Ottime/ adeguate	non buone (i=1-6)	ottime (i=7)	non buone (i=1-6)	ottime (i=7)
	PERCEZIONE DELLE CONDIZIONI DI SALUTE (male o molto male)													
50-64	7.2	8.1	3.8	11.9	7.2	3.3	10.2	4.8	14.5	5.3	6.2	6.3	13.8	6.7
65-79	16.8	10.4	5.1	24.1	24.8	19.7	19.8	10.3	32.4	18.5	21.9	11.9	32.9	22.1
>80	28.4	23.0	16.5	33.0	43.3	25.0	34.7	21.5	43.6	26.4	44.3	23.9	32.1	34.4
	PRESENZA DI MULTICRONICITÀ													
50-64	20.8	13.6	11.4	35.5	27.2	18.1	22.9	12.2	34.9	25.2	15.2	15.0	34.4	26.6
65-79	33.6	19.8	29.3	46.4	49.0	48.1	36.7	26.8	55.9	41.7	38.9	28.4	61.7	44.6
>80	40.9	54.8	42.4	49.3	49.7	46.4	43.9	41.4	54.7	44.8	52.9	40.9	48.6	49.3
	PRESENZA DI DISABILITÀ													
50-64	4.4	2.4	1.2	3.0	1.2	1.0	5.2	1.6	1.8	2.0	1.2	2.9	2.6	1.8
65-79	9.5	6.0	5.9	11.4	11.1	10.5	11.4	6.5	12.9	10.3	10.7	7.7	15.8	10.5
>80	31.0	32.0	18.4	49.5	45.1	36.7	32.5	27.3	58.4	40.0	39.0	27.9	56.0	46.0

Fonte: nostre elaborazioni sui dati dell'Indagine sulle Condizioni di salute, Istat, 2005.

3. Le determinanti delle condizioni di salute

La relazione fra condizioni socio-economiche e condizioni di salute viene ora analizzata attraverso modelli di regressione logistica. Per ognuno dei tre indicatori di salute utilizzati, abbiamo verificato la significatività delle variabili introdotte nella precedente analisi descrittiva, quali il titolo di studio, l'indice della situazione abitativa e il giudizio sulle proprie risorse economiche. Inoltre, nei modelli sono state inserite anche due variabili che cercano di approssimare la rete sociale e il livello di sostegno disponibili agli individui: un indicatore relativo alla disponibilità

di aiuti a cui gli individui possono fare affidamento in caso di bisogno (amici, parenti, vicini), e un indicatore che rileva il fatto di vivere o meno insieme al partner. Infine, l'elemento territoriale è stato in questo caso preso in considerazione introducendo nei modelli delle *dummy* riguardanti l'area vaste di appartenenza. Le analisi sono state controllate per sesso ed età dei rispondenti. I risultati dei modelli stimati per ognuno dei tre indicatori risposta sono presentati in termini di odd ratio nei graffi. a,b,c della Figura 1. I grafici riportano i risultati solamente per le variabili risultate essere statisticamente significative dopo la stima dei modelli.

Per quanto riguarda la percezione della salute (grafico a. della Figura 1) la nostra analisi conferma che anche in Toscana il rischio di una cattiva percezione della salute è maggiore per le donne e cresce all'aumentare dell'età (Istat 2007), in maniera rilevante soprattutto per gli ultra-ottantenni. Anche un basso titolo di studio rappresenta un fattore di svantaggio in termini di percezione della salute: in particolare, rispetto a un individuo con un titolo di studio alto (diploma superiore o laurea), coloro che hanno un titolo di studio medio (licenza media) hanno un rischio più alto del 50% di percepire cattive condizioni di salute, rischio che sale al 70% per livelli di istruzione inferiori (licenza elementare o nessun titolo).

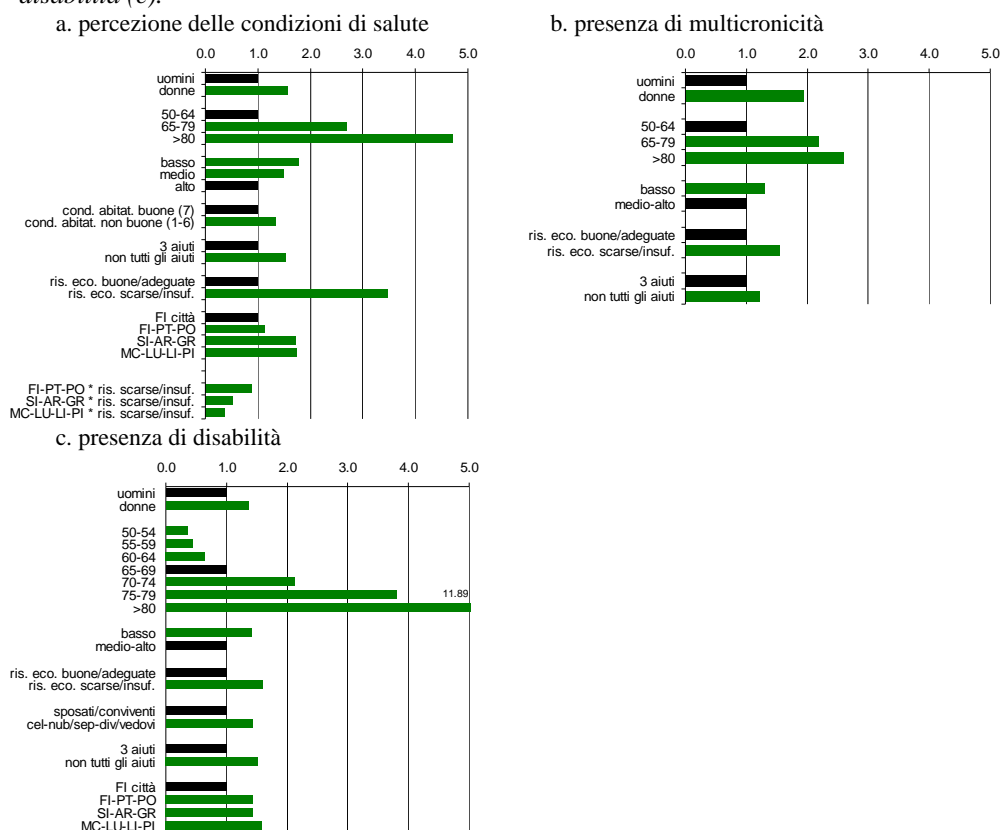
L'aver condizioni abitative non ottime e il non poter contare su aiuto di amici, parenti e vicini in caso di necessità, sono altri due fattori che influiscono negativamente sulla percezione della salute, seppure con valori non particolarmente elevati (O.R. rispettivamente pari a 1.3 e 1.5), mentre il fatto di vivere con il partner non ha un effetto significativo sulla percezione del proprio stato di salute.

Un elemento che emerge essere legato alla cattiva percezione delle condizioni di salute è l'insoddisfazione riguardo la propria situazione economica: coloro che dichiarano che le risorse economiche a disposizione della famiglia sono scarse o insufficienti hanno un rischio 3.5 volte superiore di percepire anche condizioni negative di salute, rispetto a coloro che considerano la propria condizione economica ottima o adeguata. Infine, è interessante notare la significatività dell'interazione tra le risorse economiche e l'area vasta in cui l'individuo risiede: questo risultato implica che, mentre in generale la scarsità di risorse economiche aumenta il rischio di cattiva percezione della salute, questo rischio è diverso secondo l'*area vasta* di residenza. In particolare, il modello stimato mostra un rischio inferiore per gli individui che risiedono nelle aree vaste non contigue all'area metropolitana fiorentina (utilizzata come riferimento nell'analisi).

Se consideriamo come indicatore delle condizioni di salute la presenza di multicronicità, anche in questo caso la donna ha un rischio quasi doppio rispetto all'uomo di avere 3 o più malattie croniche, e a parità di altre condizioni l'età rappresenta il fattore di rischio principale (graf. b. della Figura 1). Anche le variabili relative alle reti di sostegno disponibile indicano un rischio di disabilità

più elevato per coloro che non vivono con il partner (+42%) o non possono contare sull'aiuto di parenti, vicini e amici in caso di necessità (+51%).

Figura 1 – Odd ratio del modello di regressione logistica stimato per la percezione delle proprie condizioni di salute (a), la condizione di multicronicità (b) e per la condizione di disabilità (c).



Fonte: nostre elaborazioni sui dati dell'Indagine sulle Condizioni di salute, Istat, 2005.

Per quanto riguarda il titolo di studio, è significativa solo la differenza tra titolo di studio medio-alto e titolo di studio basso, con un aumento del rischio del 30%. La scarsità delle risorse economiche è correlata in modo importante anche con l'indicatore di multi cronicità, seppure con un effetto minore rispetto all'indicatore precedente: in questo caso l'aumento del rischio è pari al 55%. La terza variabile utilizzata per rappresentare la condizione socio-economica, ovvero l'indicatore relativo alle condizioni abitative, non ha in questo caso un effetto significativo. Fra le variabili utilizzate come *proxi* delle reti di relazioni individuali, il fatto di vivere

con il partner non risulta significativamente correlato con la presenza di multicronicità, mentre coloro che dichiarano di non poter contare sull'aiuto sia di amici, che di parenti che di vicini in caso di bisogno, hanno un significativo 23% di rischio più alto di essere affetti da multi cronicità, a parità di altre condizioni.

Consideriamo, infine, come indicatore dello stato di salute individuale la presenza di disabilità. Come evidenziato nel grafico c. della Figura 1, il rischio di disabilità cresce a ritmi molto veloci con l'avanzare dell'età, e scarti anche solo quinquennali comportano un aumento del rischio molto marcato, differenze che non sono invece altrettanto evidenti per gli altri indicatori di salute considerati.

Ancora una volta, emerge una situazione di svantaggio legata al livello di istruzione e alle risorse economiche (con O.R. rispettivamente pari a 1.4 e 1.6) queste ultime confermandosi essere il fattore che esercita l'effetto maggiore dopo l'età. Il modello evidenzia infine che, a parità di altre condizioni, chi vive nella città di Firenze ha un rischio di disabilità inferiore. In particolare, il fatto di vivere nelle province di Firenze, Pistoia, Prato, Siena, Arezzo e Grosseto, determina un rischio più alto del 43% circa (dato che però è significativo solo a un livello del 10%), mentre per coloro che abitano in provincia di Massa Carrara, Lucca, Livorno e Pisa, l'aumento è pari al 58%.

4. Conclusioni e linee di ricerca future

In questo contributo abbiamo presentato una fotografia delle condizioni di salute in Toscana, analizzando il legame con le condizioni socio-economiche, sia individuali che familiari, e proponendo una prima lettura della variabilità intra-regionale con riferimento alle *aree vaste*. L'analisi è stata condotta utilizzando tre indicatori dello stato di salute, che permettono di metterne in evidenza diverse dimensioni. L'analisi ha permesso di confermare l'ipotesi della presenza di un certo grado di eterogeneità intra-regionale, seppure in modo differenziato per le tre dimensioni di salute considerate. In secondo luogo, indipendentemente dall'indicatore utilizzato, l'analisi mostra il permanere di un forte legame tra problemi di salute percepita e fattori di svantaggio socio-economico – in questo caso approssimati dal titolo di studio, dalla percezione delle proprie risorse economiche e da un indice relativo all'adeguatezza della condizione abitativa.

Questi primi risultati suggeriscono l'importanza di riflessioni ulteriori. La prima linea di ricerca da intraprendere riguarda il versante dell'offerta e della disponibilità dei servizi sanitari, anche al fine di indagare l'eterogeneità territoriale delle condizioni di salute dichiarate. La seconda riflessione invita alla valorizzazione delle basi di dati a fine dettaglio geografico o, in alternativa, alla ricerca nel campo di stima per piccole aree.

Su questi presupposti si intende quindi proseguire lo studio intrapreso, ai fini di approfondire l'interpretazione delle diseguaglianze socio-economiche delle condizioni di salute e di verificare se le differenze nelle condizioni di salute, sia oggettive che soggettive, siano amplificate o moderate da alcune caratteristiche individuali, familiari o di contesto.

Riferimenti bibliografici

Caranci et al. (2008), *Metodi per l'analisi dei dati*, in Quaderni di Monitor - Approfondimenti sull'indagine multiscopo Istat Salute 2005, Agenzia nazionale per i servizi sanitari regionali, Anno VII, n. 22.

Gargiulo et al. (2008), *Innovazioni di processo nell'indagine Istat sulla salute*, in Quaderni di Monitor - Approfondimenti sull'indagine multiscopo Istat Salute 2005, Agenzia nazionale per i servizi sanitari regionali, Anno VII, n. 22.

ISTAT (2007), *Condizioni di salute, fattori di rischio e ricorso ai servizi sanitari. Anno 2005*, Statistiche in breve, Roma.

Maciocco G. (2009), *I determinanti della salute: alla ricerca di un conceptual frame work*, Salute e Società, Anno VIII, n. 1.

Ongaro F. e Salvini S. (a cura di) (2009), *Rapporto sulla popolazione. Salute e sopravvivenza*, Il Mulino, Bologna.

SUMMARY

Condizioni di salute e diseguaglianze sociali in Toscana

The aim of this paper is the study of the main characteristics in the domain of health in Tuscany. Firstly, we will analyze the health conditions of the individuals using three indicators that refer to different dimensions of health: the perception of one's own condition, the presence of chronic diseases and of the presence of disabilities. Secondly, we shall go into more depth analysing the relations between factors of social disadvantage and inequalities in the health conditions.

Data come from the survey on the "Health conditions and recourse to health services" carried out by Istat in 2005, which gives the advantage to perform significant estimates also at sub-regional level.

Elena PIRANI, Research Fellow, Department of Statistics "G. Parenti", University of Florence – pirani@ds.unifi.it

Silvana SALVINI, Professor of "Demography", Department of Statistics "G. Parenti", University of Florence – salvini@ds.unifi.it

LA POVERTÀ IN LOMBARDIA ATTRAVERSO I DATI DELL'OSSERVATORIO REGIONALE SULL'ESCLUSIONE SOCIALE

Stefania Rimoldi, Gisella Accolla

Introduzione

Tra le molte facce dell'esclusione sociale, quella della povertà materiale (l'incapacità di far fronte ai bisogni primari come nutrirsi, avere cura della propria igiene e salute) è indubbiamente la più drammatica e appariscente. Il progetto di monitoraggio del disagio sociale, avviato nel 2007 dalla Regione Lombardia attraverso l'istituzione di uno specifico osservatorio (ORES, Osservatorio Regionale sull'Esclusione Sociale), prevede, tra l'altro, la realizzazione di un "Atlante statistico della povertà materiale in Lombardia" attraverso la rilevazione censuaria delle strutture del privato sociale (localizzate sul territorio regionale) che si occupano di rispondere, spesso in supplenza di enti/istituzioni pubbliche assenti o impotenti, alle richieste di chi vive in condizioni di povertà.

In questo lavoro si vogliono approfondire alcuni aspetti metodologici relativi al calcolo dell'incidenza della povertà materiale prodotto sulla base dei risultati dell'indagine e se ne vuole valutare l'attendibilità, alla luce delle statistiche ufficiali.

1. L'Atlante statistico della povertà materiale in Lombardia

1.1 Fonti e metodi

I dati qui utilizzati si riferiscono alla rilevazione svolta nel 2008 con riferimento al 31.12.2007: sono stati censiti 1.513 centri, che risultano dislocati in 473 dei 1.546 comuni lombardi. Oltre alla tipologia dei servizi erogati (servizio mensa, distribuzione pasti, farmaci, assistenza sanitaria, ecc.) è rilevato il numero complessivo di assistiti nel corso dell'anno e la loro suddivisione secondo alcune caratteristiche strutturali: classe d'età, genere, cittadinanza.

Un primo obiettivo di questo studio consiste nel determinare le modalità con cui, attraverso fattori agglomerativi di carattere geomorfologico e demografico, si identificano nel territorio della regione, aree (insiemi di comuni, qui altrimenti

chiamati grappoli) nelle quali trovano posto le sedi dei diversi centri che offrono servizi di sostegno alla popolazione indigente e la relativa popolazione potenziale, con lo scopo di elaborare una stima dell'incidenza della povertà a livello "locale".

La metodologia utilizzata si basa sull'individuazione dei comuni "primari", cioè i comuni nei quali si osserva la presenza di almeno un centro; tali comuni si configurano come poli di attrazione per la popolazione interessata che vi risiede ma anche per quella che risiede nei comuni limitrofi che non dispongono di centri di assistenza¹. A partire da ciascun comune primario i è dunque possibile costruire un grappolo di r comuni, costituito dal comune stesso e dai suoi confinanti che detengono con esso il rapporto esclusivo di massima vicinanza². I grappoli vengono pertanto a configurarsi come aree "dominate" dal comune primario, rispetto alla funzione svolta dai centri; pertanto, per ciascun grappolo è possibile costruire una stima minima dell'incidenza della povertà (p_i^{\min}), nell'ipotesi che la popolazione interessata ai servizi erogati dai centri sia la popolazione residente in tutti i comuni del grappolo ($\sum_{j=1}^r P_j$), ed una stima massima (p_i^{\max}), nell'ipotesi che la popolazione interessata sia concentrata nel solo comune in cui sono presenti i centri (P_i), essendo A_i il numero di assistiti dai centri del comune primario i :

$$p_i^{\min} = \frac{A_i}{\sum_{j=1}^r P_j} \quad (1)$$

$$p_i^{\max} = \frac{A_i}{P_i} \quad (2)$$

Infine, ad ogni comune del grappolo viene assegnato un valore (l'incidenza della povertà materiale) ottenuto media semplice tra i valori minimo e massimo calcolati con la (1) e con la (2).

¹ E' evidente che l'ipotesi teorica di fondo è che i centri sorgano dove il bisogno si manifesta, anche se tale ipotesi è senza dubbio semplicistica, in quanto ignora il sussistere di altri elementi che ne condizionano la logistica, come la maggiore economicità o raggiungibilità dei siti.

² Ogni comune non primario viene assegnato al grappolo del comune primario che è con lui confinante e che gli è più vicino in termini di distanza euclidea tra i centroidi dei comuni.

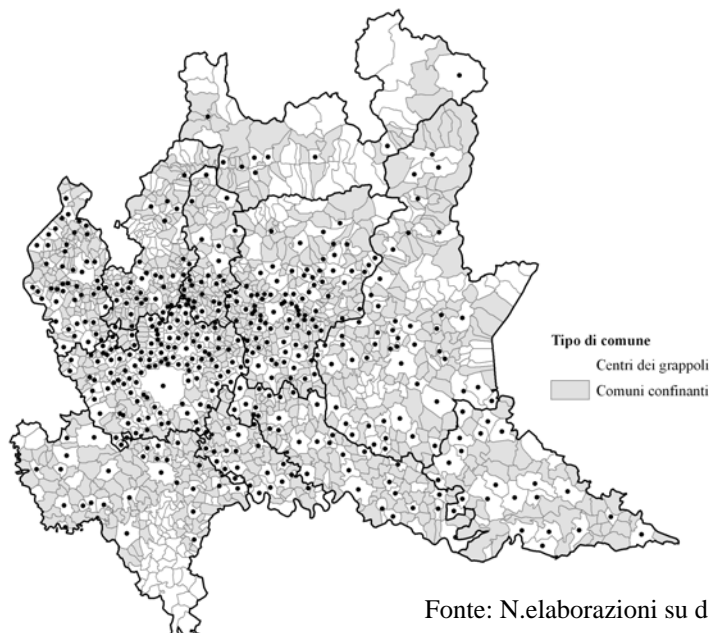
$$\bar{p}_i = \frac{p_i^{\min} + p_i^{\max}}{2} . \quad (3)$$

1.2 Risultati e riflessioni critiche

La costruzione dei grappoli ha consentito di classificare ben l'85% dei comuni ed il 97% della popolazione residente, ma l'esame dei dati declinati secondo alcune caratteristiche territoriali permette riflessioni più precise. Si nota, infatti, come i tassi di copertura siano più elevati in corrispondenza di dimensioni demografiche maggiori (pari al 100% nei comuni con almeno 20.000 residenti), di più alti livelli di urbanizzazione (99,4% per i comuni ad alta urbanizzazione) e, infine, di una inferiore altimetria (la Pianura ha il 98,4% di copertura).

La caratteristica urbana del territorio emerge evidentemente come una chiave di lettura importante del fenomeno della povertà materiale: nelle aree urbane, infatti, l'emarginazione, la debolezza delle reti sociali, l'esclusione dai circuiti produttivi e di consumo rendono il fenomeno della povertà materiale più evidente. D'altro canto, i contesti urbani offrono migliori condizioni di accessibilità ai servizi offerti dai centri (i centri sono raggiungibili, gli approvvigionamenti più rapidi e meno costosi). Il fenomeno della povertà, usualmente descritto in termini di confini, di estremi, di marginalità, dal punto di vista territoriale assume invece connotazioni di centralità. E ciò emerge sia osservando il netto diradarsi dei centri nelle aree periferiche della regione (in particolare, le aree di montagna e le province meridionali) sia, e con maggior chiarezza, considerando il valore mediano dei tassi di povertà materiale, più alto in corrispondenza delle classi con ampiezza demografica maggiore.

Sul fronte della domanda, tuttavia, la lettura del fenomeno può apparire controversa: l'incidenza della povertà materiale, calcolata con la (3), risulta più elevata nelle aree meno urbanizzate e periferiche della regione (il valore mediano del tasso di povertà è pari a 1,9% nei comuni a bassa urbanizzazione e a 3,2% nella provincia di Sondrio, cfr. tabella 1). L'apparente maggiore aggressività della povertà materiale in questi contesti, potrebbe derivare da un elemento di debolezza contenuto nel metodo adottato per il calcolo del tasso di povertà materiale nei grappoli: la dimensione demografica dei comuni, ma anche l'ampiezza della loro superficie territoriale, si configurano come fattori di gravità (nel primo caso) e di frizione (nel secondo) nell'individuazione della popolazione potenziale di ciascun grappolo, pertanto, una misura corretta del tasso di povertà deve tenerne conto.

Figura 1 – Configurazione dei grappoli per tipo di comune.

Fonte: N.elaborazioni su dati ORES

Per ogni comune primario, quindi, è possibile calcolare il tasso di povertà minima tenendo conto sia della popolazione di ciascun suo confinante, sia della distanza che da esso lo separa. Indicata con d_j una misura³ della distanza tra i e il suo confinante j -esimo e con k un opportuno parametro che esprime la forza dell'effetto frizionale della distanza⁴ la (2) diventa:

$$p_i^{\min} = \frac{A_i}{\sum_{j=1}^r P_j \cdot (d_j)^{-k}} \quad (3)$$

Adottando il valore di $k=0,5$ nella (3), i risultati della stima dell'incidenza della povertà media non solo confermano, ma addirittura esaltano le specificità territoriali emerse dai risultati proposti. Le caratteristiche morfologiche del

³ In effetti con d_j ci si riferisce al rapporto tra la distanza tra i centroidi di i e j e l'ampiezza della superficie di i , teoricamente posta uguale a metà della distanza minima osservata tra i e il suo confinante più prossimo.

⁴ Si noti che i risultati proposti in precedenza si riferiscono all'ipotesi in cui $k=0$, cioè non si tiene conto della distanza tra i centroidi dei comuni.

territorio, per quanto ampiamente sintetizzate nella sola distanza tra le unità geografiche⁵, non sembrano modificare i tratti di un fenomeno, la povertà materiale, che assume il carattere della centralità per diffusione dell'offerta di servizi di sostegno ma che sembra incidere sulla popolazione residente più intensamente nelle aree periferiche della regione.

Tabella 1 – Valore mediano dei tassi di povertà estrema nei comuni lombardi in corrispondenza di alcune partizioni territoriali: $k=0$ e $k=0,5$.

Province	Tassi per 100 res.		Classi di ampiezza demografica	Tassi per 100 res.	
	K=0	K=0,5		K=0	K=0,5
Varese	1,4	1,5	<5000 abitanti	1,1	1,2
Como	1,1	1,2	5000-20000 abitanti	0,9	0,9
Sondrio	3,2	3,5	20000-50000 abitanti	1,3	1,4
Milano	0,9	1,0	50000-100000 abitanti	4,1	4,1
Bergamo	0,9	1,0	Capoluoghi di provincia	5,1	5,5
Brescia	0,6	0,7	<u>Livello di urbanizzazione</u>		
Pavia	1,9	2,0	Basso	1,9	2,1
Cremona	1,3	1,3	Medio	1,1	1,1
Mantova	0,7	0,8	Alto	0,9	1,0
Lecco	1,2	1,2	<u>Zona altimetrica</u>		
Lodi	1,9	1,9	Montagna	1,3	1,4
			Collina	0,9	1,0
Lombardia	1,1	1,2	Pianura	1,0	1,1

Fonte: N. elaborazioni su dati ORES

2. Dati ORES e fonti ufficiali a confronto

2.1 La povertà materiale secondo i dati ufficiali Istat

L'Atlante statistico ORES ha lo scopo di colmare la carenza informativa delle fonti ufficiali in un ambito, tanto specifico quanto importante, quale quello della povertà materiale. Tramite l'utilizzo dei dati Istat non è infatti possibile effettuare stime puntuali sul numero di persone che in Lombardia, come in Italia, si trovano in difficoltà nel far fronte ai bisogni primari della vita. In effetti, va rilevato che anche Istat, dopo un accurato lavoro di revisione del paniere dei beni e servizi, ha recentemente ri-orientato l'attenzione verso la forma "assoluta" della povertà (Istat, 2009), anche se, bisogna sottolineare che fra il concetto di povertà materiale e

⁵ Vengono infatti trascurati tutti gli aspetti legati alla forma dei comuni e a tutte le possibili barriere o linee di connessione (reti idriche, reti di trasporti, ecc.) che intervengono nel ridurre o aumentare l'effetto frizionale della distanza fra i comuni.

quelle di povertà assoluta vi sono delle differenze: la prima si riferisce al livello di “sopravvivenza” la seconda invece a quello di “accettabilità”⁶.

Se i dati Istat non consentono di stimare l’effettiva diffusione della povertà materiale, alcune specifiche indagini campionarie ne forniscono in ogni caso un ordine di grandezza: in particolare di quattro specifici bisogni primari quali mangiare, curarsi, vestirsi e “avere un tetto”.

Per quanto riguarda il primo di questi bisogni, l’Indagine Istat su “I Consumi delle Famiglie”, contenendo informazioni rappresentative a livello regionale e dettagliate per voce di spesa sui consumi alimentari, permette di identificare lo specifico sottogruppo di famiglie lombarde alimentariamente povere. Innanzitutto applicando al solo campione lombardo la metodologia ufficiale⁷, adottata da Istat nella stima della povertà relativa, è stata stimata la soglia standard di povertà relativa della Lombardia (nel 2006 pari a 1.199,71 euro di spesa minima al mese per una famiglia di due componenti). Successivamente sulla base delle informazioni sulla spesa alimentare delle famiglie lombarde è stata stimata un’inedita soglia di povertà alimentare (nel 2006 pari a 207,25 euro di spesa minima in alimenti al mese per una famiglia di due componenti). Le famiglie con spesa per consumi inferiore alla soglia lombarda di povertà relativa e nello stesso tempo con spesa alimentare inferiore alla soglia di povertà alimentare sono state identificate come alimentariamente povere rispetto agli standard medi regionali (Accolla, Rovati, 2009). Per l’anno 2006 si è stimato che in Lombardia 364 mila individui appartengono a famiglie alimentariamente povere con una conseguente incidenza di povertà alimentare sugli individui del 3,9%.

Meno oggettive sono invece le stime effettuabili sulle persone in difficoltà economica rispetto agli altri tre bisogni considerati (curarsi, vestirsi ed avere un tetto). Per la quantificazione di questi ambiti della povertà materiale si è fatto ricorso ad alcuni specifici quesiti contenuti nell’indagine Istat “Reddito e Condizioni di Vita”. Essi tuttavia non individuano tanto un effettivo stato di

⁶ L’Istat considera povere in termini assoluti quelle famiglie con spesa per consumi inferiore alla “spesa minima necessaria per acquisire i beni e i servizi che (...) vengono considerati essenziali (...) a conseguire uno standard di vita minimamente accettabile” (Istat, 2009).

⁷ L’Istat identifica come povere in termini relativi le famiglie con spesa mensile per comuni inferiore alla linea di povertà. La linea di povertà è pari alla spesa media mensile pro-capite degli italiani. Per il confronto di famiglie con ampiezza differente si ricorre all’utilizzo della scala d’equivalenza Carbonaro. La scala d’equivalenza rende la spesa delle famiglie con numero di componenti diverso da due equivalente (e quindi comparabile) a quella di una famiglia con due componenti (base di riferimento per il calcolo della soglia).

disagio rispetto a degli standard comuni (come per la povertà alimentare) quanto piuttosto l'incapacità di sostenere le tre voci di spesa rispetto a dei livelli soggettivi di necessità propri del rispondente. In particolare dalle analisi è emerso che nei 12 mesi precedenti all'intervista: il 5,4% dei lombardi appartiene a famiglie che hanno avuto dei periodi in cui non avevano soldi per pagare le spese per le malattie, l'11,5% a famiglie che hanno avuto dei periodi in cui non avevano soldi per comprare i vestiti di cui c'era bisogno e l'8% a famiglie che hanno avuto dei periodi in cui non avevano soldi per pagare l'affitto o le bollette.

2.2. Le risposte del privato sociale

Il quadro della povertà materiale in Lombardia che emerge dall'Atlante può essere, in estrema sintesi, espresso dai seguenti numeri: 315 mila assistiti a vario titolo e un tasso di incidenza medio regionale pari all'11 per 1.000. E' possibile valutare tali risultati alla luce delle statistiche ufficiali, tuttavia, va detto che il confronto consente solo di stimare il livello di copertura del bisogno - manifesto o latente - da parte del privato sociale.

A questo proposito, infatti, è necessario precisare che i risultati emersi dall'Atlante, individuano il sottoinsieme degli individui (probabilmente i più *border-line*) che hanno deciso di manifestare il proprio bisogno ricorrendo ad una fonte esterna di aiuto, mentre i dati stimabili attraverso le indagini Istat, invece, colgono il fenomeno globalmente, comprendendo anche le condizioni che non vengono espresse in una domanda di aiuto.

In particolare dei 315 mila utenti censiti nell'Atlante circa 225 mila sono stati presi in carico da enti che distribuiscono alimenti (mense, pasti o pacchi alimentari), circa 150 mila a enti che distribuiscono farmaci o offrono assistenza sanitaria, 85 mila a enti che distribuiscono vestiti e 75 mila a enti che offrono contributi monetari o pagamento delle utenze⁸. Ne risultano dei livelli di copertura del disagio che vanno dal 62%, nel caso della richiesta di cibo, all'11% nel caso della richiesta di contributi di tipo monetario.

⁸ I quattro dati forniti hanno una sovrapposizione parziale, ad esempio la stessa persona può aver ricevuto sia un pasto che dei vestiti.

Riferimenti bibliografici

- Accolla G. e Rovati G. 2009. *Alimentazione e povertà nelle famiglie lombarde*. In: ORES (2009), pp. 141-156.
- Blangiardo G.C. e Rimoldi S. 2009. *Atlante statistico della povertà materiale*. In In: ORES (2009), pp. 193-204.
- Istat 2009. *La misura della povertà assoluta*. Metodi e Norme n.39.
- ORES 2009, L'esclusione sociale in Lombardia. Rapporto 2008, pp. 141-156, Guerini e Associati, Milano.

SUMMARY

Material poverty, intended like inability to face primary needs like eating, taking care of personal hygiene and health, is certainly the most dramatic and visible through the various aspect of social exclusion. Lombardy Region has recently started a new project with the intent to monitoring social hardship by the institution of a specific and independent observatory (ORES - Regional Observatory on Social Exclusion).

ORES research interests includes the creation of a “statistic map of material poverty in Lombardy”. This mapping has been made by the census of the no profit organizations (located in the region) engaged to provide answer to people living in poor conditions. During 2008 more than one thousand and five hundred structures, serving 315 thousand users, have been located and interviewed.

This paper, in particular, describes the methodological approach determined by ORES to evaluate material poverty rate using specific cluster at local level. Results of the census executed have been, furthermore, compared with official source's data with the scope to estimate no profit organizations' ability to respond to poverty needs.

Stefania RIMOLDI, Ricercatore, Università di Milano-Bicocca.

Gisella ACCOLLA, Ricercatore, Osservatorio Regionale sull'Esclusione Sociale della Lombardia.

CARATTERIZZAZIONE TURISTICA E LIVELLI DI BENESSERE: UNA PRIMA ANALISI TERRITORIALE

Eleonora Scarsella

1. Premessa

L'ampia letteratura sul livello del benessere delle famiglie si è spesso soffermata sulla sua definizione e misurazione, investigandone il carattere multidimensionale ed analizzandone le singole componenti che, di volta in volta, sono state quantificate a partire da quegli indicatori che si sono ritenuti in grado di rappresentare in modo opportuno il fenomeno analizzato.

Nel presente lavoro l'attenzione è stata spostata anche sugli aspetti di tipo territoriale, nella convinzione che il dato aggregato possa nascondere, almeno in parte, le differenti specificità in cui lo spazio è naturalmente articolato.

Parallelamente a tale lettura si è cercato di fare emergere il legame tra il livello di benessere e il contesto economico produttivo, strettamente collegati all'interno di quel circuito economico che vede il sistema delle imprese e quello delle famiglie come i fulcri intorno ai quali tutta l'attività si svolge e si riattiva costantemente.

In tale contesto, appare di centrale importanza il settore turistico, soprattutto per la sua propensione naturale e per la sua natura trasversale rispetto agli altri settori dell'attività, e dunque, per la sua capacità di attivazione del circuito economico nel suo complesso.

Tale settore, proprio per le sue peculiarità sembra costituire uno dei maggiori *driver* della crescita economica e, quindi, del benessere, soprattutto in quelle zone più arretrate, generalmente carenti nelle strutture produttive di base, ma che nell'ambiente naturale e nelle tradizioni storiche ed artistiche possono trovare il principale sbocco dell'attività.

2. Turismo, territorio, benessere

Obiettivo di questo lavoro è quello di mettere in relazione tre diversi concetti importanti e complessi quali il turismo, il territorio e il benessere.

È ormai sempre più frequente connettere il progresso alla qualità della vita delle persone. Il turismo, dall'altro lato, è un fenomeno che è strettamente correlato allo sviluppo della qualità della vita delle persone e delle condizioni economiche delle persone stesse.

Quando il turismo genera flussi consistenti, infatti, esso è in grado di creare ricchezza nell'area e tutto ciò che coinvolge il territorio interessato. Un turismo di qualità può contribuire allo sviluppo sostenibile dell'aree urbane, migliorando la competitività delle imprese, rispondendo alle aspirazioni sociali e preservando l'ambiente culturale e naturale¹.

La relazione che intercorre tra turismo e territorio appare quindi facilmente spiegata, nel senso che appare semplice intuire come uno sviluppo significativo dell'economia turistica possa coinvolgere e arricchire il tessuto di un territorio per intero.

Molto più difficile invece è spiegare e cogliere con esattezza quale siano gli elementi che descrivano al meglio il benessere sociale. Quest'ultimo infatti è un concetto più sfuggente: sono molte le variabili che concorrono insieme a caratterizzare un elevato standar di vita, e vari gli aspetti che per essere "misurati" devono essere necessariamente collegati ad una serie di variabili valutabili quantitativamente e statisticamente.

L'indicatore più utilizzato per stabilire una soglia di benessere è stato, sin dagli anni '50, il Pil: la crescita sostenuta dalle potenzialità economiche occidentali nel secolo scorso e la trasformazione di queste in miglioramenti concreti del benessere delle rispettive popolazioni hanno rafforzato l'idea che esiste un solido legame fra il prodotto interno lordo e il benessere. Nel tempo però si è intuito che esso da solo non bastava a cogliere l'insieme degli aspetti che caratterizzano la visione "multidimensionale" del benessere umano, in cui, non solo il reddito e il patrimonio, ma anche caratteristiche non economiche quali lo stato di salute, le condizioni di lavoro e quelle dei rapporti interpersonali entrano nella nozione di benessere².

Posto che <<*some psychologists have taken the fact of cultural variance to imply that there is no universal notion of well-being*>>(Cristopher, 1999. Ryan and Deci, 2001), rimane anche difficile stabilire quali siano gli indicatori che possono completare in maniera esauriente la descrizione di benessere; ma sulla base della letteratura di riferimento (Sharpe, 1999; Shifini D'Andrea, 2001; Brandolini, 2008) le variabili che sono state scelte per costruire un indicatore sintetico che rappresentasse la condizione del *well-being* sono le seguenti³:

¹E. Liikanen, *Per un turismo urbano di qualità*, Direzione generale Imprese Unità Turismo, Commissione Europea, Bruxelles, 2000.

²A. Brandolini, *Sull'applicazioni degli indici sintetici di benessere multidimensionale: disuguaglianze di reddito e salute in alcuni paesi europei*, Banca d'Italia, 2008.

³I dati utilizzati sono acquisiti da fonti quali l'Istat, Banca d'Italia, Istituto G. Tagliacarne.

- reddito pro-capite;
- valore aggiunto pro-capite;
- abitazioni di proprietà;
- consumi non alimentari;
- depositi bancari;
- anni medi di studio;
- posti letto ospedalieri;
- saldo migratorio;
- propensione alla piena occupazione.

Per l'aggregazione e la costruzione dell'indice sintetico si è ricorso ad una metodologia corrente che ci ha permesso di ottenere una graduatoria con punteggio che varia entro due casi limite (0 - 1000), casi ovviamente verificabili solo in teoria, che ci permettono di vedere il *range* entro cui variano le nostre unità territoriali di riferimento. Il nostro obiettivo è quello di costruire una graduatoria delle unità territoriali che prenderemo come riferimento su un indicatore di benessere costruito sulla base delle 9 variabili sopra esposte. Nella sostanza, l'indice utilizzato per la costruzione delle graduatorie è una rielaborazione del cosiddetto "metodo tassonomico" creato sulla base del concetto di "distanza" tra la performance di ciascuna area considerata e la performance di un territorio che potremmo definire ideale (area che otterrebbe il punteggio 1000)⁴.

Per quanto riguarda le unità territoriali considerate, la scelta è caduta sui Sistemi Locali del Lavoro⁵, (Sforzi 1991), al fine di avere un'unità di analisi concettualmente omogenea su tutto il territorio nazionale, ma comunque svincolata dai confini amministrativi; per tale motivo sono stati presi tutti i 686 SLL individuati a partire dai dati disponibili all'ultimo Censimento 2001.

⁴Per maggiori dettagli si rimanda a A. Ciccarelli, "L'articolazione territoriale della competitività in Italia", in E. Del Colle, *Tecnopoli. L'articolazione territoriale della competitività in Italia*, Franco Angeli, Milano, 2008.

⁵Viene esclusa la provincia poiché si è ritenuta fosse troppo grande per sintetizzare un fenomeno che per la totalità delle volte si manifesta in specifiche zone, o parti di territorio; il comune, al contrario, forse diveniva un'unità troppo piccola. Il sistema locale, invece, sembra in grado di sintetizzare meglio quelle logiche sistemiche che risultano ancora più evidenti nell'attività turistica che, come ben sappiamo, necessita, per la sua stessa esistenza, di tanti altri settori economici e sociali.

Per il confronto, invece, vengono utilizzati gli SLL a specializzazione turistica costruiti sulla base delle presenze e dei posti letto⁶.

3. Primi risultati

Nella tabella sottostante (Tab. 1), possiamo vedere dei primi risultati ottenuti sulla base del punteggio medio ottenuto dall'indicatore di benessere suddiviso per le grandi ripartizioni geografiche (Nord-Ovest; Nord-Est; Centro; Mezzogiorno).

Tabella 1 – *Punteggio medio dell'indicatore di Benessere per gli SLL "non turistici" e per gli SLL "turistici".*

Ripartizione geografica	SLL non turistici	SLL turistici	Totale complessivo
Nord Ovest	564	581	568
Nord Est	593	599	595
Centro	529	536	531
Mezzogiorno	376	424	382
Totale complessivo	464	527	478

Fonte: nostre elaborazioni su dati Istat, Banca d'Italia, Tagliacarne.

Come possiamo leggere chiaramente dai dati riportati in tabella 1, vediamo che in tutte le ripartizioni geografiche (qui considerate separatamente, in quanto,

⁶Inizialmente erano stati scelti gli 82 SLL elaborati da Sforzi a specializzazione turistica (elaborati cioè in base agli addetti nel settore HoReCa); nel procedere, ci si è resi conto però che non venivano inclusi nell'elenco bacini turistici fondamentali per l'analisi come: Rimini, Venezia, Giulianova, esclusi perchè risultano avere altre prevalenze economiche, (per esempio Giulianova è definita come un Sistema dell'abbigliamento). Poiché l'indagine che qui si vuole proporre, ha come obiettivo principale quello di mettere in risalto l'attività turistica, si è proceduto elaborando una classifica dei SLL turistici in base ai quartili individuati sulle variabili "presenze" e "posti letto"; sono definiti turistici quelli che rientrano nel quartile più alto sia nella graduatoria per le presenze sia in quella dei posti letto. Può sembrare forse riduttivo riconoscere gli SLL turistici sulla base di indicatori apparentemente semplici; in realtà, il fenomeno turistico appare in gran parte spiegato proprio da queste due variabili.

evidentemente, la semplice appartenenza ad un'area piuttosto che ad un'altra può costituire, per un determinato SLL, una discriminante nei confronti del livello di benessere raggiunto) gli SLL turistici hanno un punteggio medio di benessere più alto di quello non turistici. In particolare, nelle ripartizioni del Mezzogiorno la differenza tra il punteggio medio dei SLL turistici e di quelli non turistici appare ancora più marcata che nelle altre ripartizioni.

Questo è già un chiaro segnale iniziale di come il turismo possa rappresentare un fattore che in qualche modo fa la differenza per apportare benessere ad un dato territorio.

Ad ulteriore conferma di quanto emerso dall'analisi dei dati precedenti, possiamo osservare le informazioni inserite nelle tabelle 2 e 3, nelle quali sono state riportate le distribuzioni (percentuali) dei SLL per livello di benessere (basso; medio-basso; medio-alto; alto) e ripartizione geografica di appartenenza; la distribuzione è stata studiata sia per gli SLL turistici (tab.2) che per quelli non turistici (tab.3).

Tabella 2 – *Distribuzione percentuale degli SLL "Turistici" classificati per livello di benessere e ripartizione geografica.*

Livello di benessere	Nord Ovest	Nord Est	Centro	Mezzogiorno	Totale
Basso	0,0	0,0	0,0	28,3	8,8
MedioBasso	0,0	0,0	15,6	56,5	20,9
Medio-Alto	34,5	19,5	65,6	13,0	30,4
Alto	65,5	80,5	18,8	2,2	39,9
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: nostre elaborazioni su dati Istat, Banca d'Italia, Tagliacarne

Come possiamo vedere dai dati presentati, appare evidente come la maggior parte degli SLL "turistici" nel Nord (sia Nord-Ovest che Nord-Est) e nell'Italia Centrale si attestano nelle fasce di benessere medio-alta ed alta, tanto che non abbiamo nessun SLL che appartiene alla categoria bassa (e, per il Nord, neanche in quella medio-bassa). Per la ripartizione centrale, poi, appena l'1% degli SLL "non turistici" considerati appartiene al gruppo con basso livello di benessere (e il 18,8% a quello medio-basso); similmente, nessun SLL "non turistico" del Nord risulta

presente nel raggruppamento a basso livello di benessere (e una percentuale intorno al 2,5% in quello a medio-basso livello).

Per quanto riguarda il Mezzogiorno, invece, possiamo notare come la più alta percentuale di SLL “non turistici” si collochi nel gruppo di basso benessere (56,6%), mentre un ulteriore 42,7% si posiziona nel gruppo di livello medio-basso; dall’analisi emerge, inoltre, come nessun SLL si posizioni nel gruppo ad alto livello di benessere. Analizzando, invece, i dati relativi agli SLL “turistici” è possibile notare come il 2,2% di questi rientri nella categoria di benessere “alta” e un 13% in quella “medio-alta” (quando, come visto in precedenza, la presenza in tali raggruppamenti per gli SLL meridionali “non turistici” è praticamente nulla).

Tabella 3 – Distribuzione percentuale degli SLL “Non Turistici” classificati per livello di benessere e ripartizione geografica.

Livello di benessere	Nord Ovest	Nord Est	Centro	Mezzogiorno	Totale
Basso	0,0	0,0	1,0	56,6	29,6
Medio-Basso	2,4	2,6	18,8	42,7	26,2
Medio-Alto	50,6	28,2	61,5	0,7	23,4
Alto	47,1	69,2	18,8	0,0	20,8
Totale	100	100	100	100	100

Fonte: nostre elaborazioni su dati Istat, Banca d’Italia, Tagliacarne

Questo probabilmente è da spiegarsi con il fatto che, mentre l’area settentrionale italiana è caratterizzata da un’economia avanzata, e quindi gli alti livelli di benessere appaiono come la risultante di molti fattori che concorrono alla determinazione di una condizione di vita più agiata, nel Sud, dove invece l’attività produttiva si trova in una condizione meno sviluppata, possiamo forse ragionevolmente pensare che sia proprio l’attività turistica a creare in quelle zone interessate una condizione di benessere migliore.

4. Politiche di sviluppo

Le profonde differenze che emergono dai differenti contesti spaziali - regioni povere e regioni ricche - sino al contrasto fra Nord e Sud, mettono in luce come il territorio sia sempre più un fatto sociale e politico, uno spazio trasformato

dall'azione di una società, ed a sua volta condizione riproduttiva della medesima. Inteso come un palinsesto, il territorio è un fenomeno in continua realizzazione (Raffestin, 1984), in cui si intrecciano la dimensione temporale e quella relazionale. È evidente che non ci sono territori "condannati", ma possono esistere territori senza progetto e, soprattutto, senza uno scenario futuro.

A partire da questo contesto, la riflessione su ciò che i sistemi turistici possono offrire si carica di significato e di valore, fino a riconoscere in esso un modello di azione e di pianificazione locale in campo turistico, dove la *governance*, intesa come *new modes of planning*, permette il coordinamento delle dinamiche economiche e sociali con un ampio coinvolgimento e con la partecipazione degli attori e delle istituzioni locali (Governa, 2004).

In un tale contesto mondiale di forte competitività, in cui il turismo assume un ruolo crescente per lo sviluppo economico, le politiche pubbliche hanno integrato sempre di più la dimensione territoriale a quella prettamente settoriale.

La specializzazione territoriale e la logica sistemica sono ritenute necessarie per due ragioni principali:

- facilitano i processi di integrazione intersettoriali in quanto, offrendo servizi, si creano economie esterne che favoriscono l'insediamento di tutte le attività economiche;
- favoriscono la rivitalizzazione di aree degradate o in crisi.

Ecco perchè nel Mezzogiorno, da sempre frenato da cronici ritardi nello sviluppo di tutta l'attività produttiva e di ciò che ad essa è strettamente collegato, (come l'occupabilità, i servizi, ecc.), è forse necessario che i *policy makers* locali prestino maggiore attenzione ad uno sviluppo sistematico e sostenibile di tutte quelle attività strettamente connesse al turismo, che, proprio nel Sud, grazie a componenti turistiche di grande pregio, (come le straordinarie risorse naturali ed ambientali, le aree archeologiche e culturali, la gastronomia e le tradizioni locali), possano essere un punto importante su cui far leva per creare un'economia di eccellenza e che possa essere da traino per tutta l'attività produttiva del Sud; tale sviluppo in termini di "capacità di produrre" appare la condizione necessaria per un incremento dei livelli di benessere e/o della qualità della vita.

Per un percorso di crescita adeguato si può fare riferimento al concetto di accumulazione del capitale turistico, evidentemente legato agli investimenti, che possono essere privati o pubblici. In un'economia di mercato, l'accumulazione del capitale derivante dalle scelte d'investimento è il motore dello sviluppo economico: è l'elemento che rompe una situazione di mera riproduzione delle condizioni di sussistenza di un sistema economico, spostandolo verso potenzialità produttive maggiori (Becheri, Masini, 2006).

Riferimenti bibliografici

- E. Becheri, F. Masini, *Il posizionamento del Mezzogiorno: linee produttive*, P. Barrucci, E. Becheri (a cura di) *L'Industria turistica nel Mezzogiorno*, Rapporto Svimez, Il Mulino, Bologna, 2006.
- A. Brandolini, *Sull'applicazioni degli indici sintetici di benessere multidimensionale: disuguaglianze di reddito e salute in alcuni paesi europei*, Banca d'Italia, 2008.
- A. Ciccarelli, *Una metodologia per l'analisi della competitività delle province*, Working Paper dell'Istituto G. Tagliacarne, 2003.
- E. Del Colle, *Tecnopoli. L'articolazione territoriale della competitività in Italia*, Franco Angeli, Milano, 2008.
- F. Dallari, *I sistemi locali di offerta turistica e le politiche di sviluppo locale*, Ricerca Nazionale Miur Cofin - Unità di ricerca di Bologna, 2002.
- F. Governa, "Modelli di azione di governance. Innovazioni e inerzie al cambiamento", in *Rivista Geografica Italiana* n. 1, 2004.
- E. Liikanen, *Per un turismo urbano di qualità*, Direzione generale Imprese Unità Turismo, Commissione Europea, Bruxelles, 2000.
- E. Masetti, M. Merola, *Indicatori di qualità della vita e di sviluppo umano sostenibile*, contributo nel Rapporto "Qualità della vita e sviluppo umano sostenibile", Fondazione Lombardia per l'Ambiente, Pavia, 2006.
- C. Raffestin, *Territorializzazione, deterritorializzazione, riterritorializzazione e informazione*, A. Turco (a cura di), Regione e regionalizzazione, FrancoAngeli, Milano, 1984.
- S. Schifini D'Andrea, *Contesti di qualità della vita. Problemi e misure*, FrancoAngeli, Milano, 1999.
- F. Sforzi, *I sistemi locali in Italia*, Istat, 1997.

SUMMARY

In this work the attention was placed on a detail particular territorial, in the belief that aggregate data can hide the different specificities of the space is so natural articulate. At the same time focuses on the concept of wellness and its complicated definition and measurement. The aim of the analysis is to find out through the SLL, where tourism can be a condition of development for a better quality of life.

Eleonora SCARSELLA, Dottoranda in Epistemologia dell'Informatica e mutamenti sociali; Dipartimento di Scienze della Comunicazione dell'Università di Teramo.

LA DISUGUAGLIANZA DEI REDDITI PERSONALI SECONDO LE FONTI DI REDDITO

Domenico Summo

1. Introduzione

Uno studio sulla distribuzione quantitativa dei redditi personali o familiari consente non solo di approfondire la conoscenza dei processi di formazione e di distribuzione del reddito ma soprattutto di misurare il grado di disuguaglianza esistente tra i vari percettori di reddito, ai quali, in quanto detentori dei fattori produttivi affluiscono le remunerazioni per l'utilizzo degli stessi fattori da parte di altri operatori economici. Tuttavia la distribuzione funzionale del reddito non va oltre la nota bipartizione: reddito da lavoro dipendente e reddito da capitale impresa; mentre, dal lato della distribuzione familiare e/o personale dei redditi, è possibile pervenire ad una maggiore disaggregazione del reddito secondo le fonti da cui esso deriva e secondo alcuni caratteri degli stessi percettori.

La finalità del lavoro è analizzare la disuguaglianza nella distribuzione personale dei redditi in funzione delle disuguaglianze esistenti all'interno delle diverse componenti additive che compongono il reddito complessivo.

2. Il data set: contenuti e considerazioni

Volendo analizzare la scomposizione della disuguaglianza in riferimento ai singoli percettori di reddito, una possibile fonte dei dati è rappresentata dall'insieme delle informazioni contenute nei modelli di dichiarazioni di imposta che, per obbligo di legge, un determinato soggetto è tenuto a presentare alla Amministrazione Finanziaria. In particolare, per le persone fisiche la banca dati è costituita dalla *linkage* dei seguenti modelli: dichiarazioni "Unico" e "730", dichiarazioni "Mod. 770" presentate dai sostituti d'imposta relativamente a quei soggetti che percepiscono redditi da lavoro dipendente e assimilati, redditi da pensione e/o redditi da lavoro autonomo, provvigioni e redditi diversi. Inoltre, per i soggetti che svolgono attività economiche o di lavoro autonomo vengono elaborati e incrociati i dati rivenienti da dichiarazioni presentate per l'imposta sul valore aggiunto. Nel 2006 i contribuenti persone fisiche che, a vario titolo, hanno presentato dichiarazioni, erano oltre 40 milioni di unità. Da quanto detto si tratta di

una estesa banca dati che viene costantemente assoggetta ad un ampio processo di validazione e confrontata con altre banche dati esterne per valutare la coerenza del dato.

E' ovvio che si tratta di una banca dati di fonte amministrativa di cui si conoscono i limiti dovuti essenzialmente a fenomeni di evasione e di elusione. Tuttavia da un po' di tempo si avverte la necessità di integrare le fonti statistiche ufficiali con le banche dati provenienti da Enti e soprattutto dalla Pubblica Amministrazione per una più puntuale conoscenza dei fenomeni oggetto di studio. Infine la scelta di questa fonte è stata motivata, anche, dalla necessità di confrontare i risultati ottenuti in questo lavoro con precedenti lavori sul tema¹

3. La distribuzione per decili

Prima di analizzare la scomposizione del rapporto di concentrazione secondo le fonti di reddito, si è ritenuto opportuno preliminarmente suddividere i percettori di reddito in decili considerata la numerosità; si tratta di uno strumento descrittivo di notevole utilità che, come è noto, sono valori di ripartizione che suddividono il totale dei percettori di reddito, preventivamente ordinati in graduatoria non decrescente in base al reddito di ciascuno, in 10 gruppi di uguale numerosità. I redditi che, nella graduatoria separano i dieci gruppi, sono i decili della distribuzione; si fa notare che il quinto decile corrisponde alla mediana (Tabella 1). Se si sommano i redditi dei percettori compresi in ciascun dei dieci gruppi e si rapportano tali somme al reddito totale si ottengono le quote pertinenti ad ogni decimo di percettori. Scorrendo pertanto dette quote si passa dal primo decimo che possiede i redditi più bassi sino all'ultimo decimo che comprende i percettori con redditi più elevati.

Nella tabella 1, nei due anni presi in esame, sono riportati il reddito medio, la quota di reddito sul totale e le quote cumulate attribuibile a ciascun decimo di individui il cui reddito è compreso fra decili successivi; inoltre si osserva che il reddito medio complessivo per percettore è pari a euro 15.670,00 nel 2002 ed euro 18.320,00 nel 2006. Da evidenziare, inoltre, che vi è un consistente aumento del reddito medio nell'ultimo decimo tra il 2002 e il 2006. Da uno sguardo d'insieme,

¹ Vedasi: Bottiroli Civardi M., Targhetti Lenti R (1989), *Relazionei tra distribuzione personale e distribuzione funzionale dei redditi*, in "Il Giornale degli Economisti e Annali di Economia", nov.- dic. 1987, pagg.705-737; Bottiroli Civardi M. (1987), *Proposte di scomposizione dell'indice del Gini*, in Zenga M. (a cura di), "La distribuzione personale del reddito: problemi di formazione, di ripartizione e di misurazione", Vita e Pensiero, Università Cattolica del Sacro Cuore, Milano.

si evince che il primo 50% dei percettori di reddito dichiara appena il 20 del reddito totale, mentre l'altro 80% di questo reddito è dichiarato dall'altra metà dei percettori.

Tabella 1 – Redditi medi e quote di reddito sul totale percepiti per gruppi di percettori tra decili successivi in Italia negli anni 2002 e 2006 (redditi medi in migliaia di euro).

Decimi di percettori	Anni					
	2002			2006		
	Valore di ripartizione	Quote di reddito sul totale	Quote di reddito cumulato	Valore di ripartizione	Quote di reddito sul totale	Quote di reddito cumulato
Fino al 1° decile	2.104,86	0,56	0,56	2.929,15	0,64	0,64
dal 1° al 2° decile	5.345,56	2,56	3,12	5.860,34	2,67	3,31
dal 2° al 3° decile	7.072,78	3,75	6,87	8.585,96	3,89	7,20
dal 3° al 4° decile	9.896,56	5,39	12,26	11.673,35	5,62	12,82
dal 4° al 5° decile	12.708,71	7,29	19,55	14.617,44	7,16	19,98
dal 5° al 6° decile	15.300,34	8,95	28,51	17.425,96	8,68	28,66
dal 6° al 7° decile	18.172,77	10,66	39,17	20.687,05	10,42	39,08
dal 7° al 8° decile	22.053,24	12,68	51,85	25.026,85	12,30	51,38
dal 8° al 9° decile	29.259,42	15,93	67,77	33.353,73	15,62	67,00
Oltre il 9° decile	55.307,52	32,23	100,00	91.756,99	33,00	100,00
Totale percettori	15.670,00	100,00	-	18.320,00	100,00	-

Fonte: elaborazione su dati del Dipartimento delle Finanze.

4. La concentrazione dei redditi personali e sua scomposizione secondo le fonti

Nell'analizzare la disuguaglianza della distribuzione personale dei redditi in funzione delle disuguaglianze esistenti all'interno delle diverse componenti additive che compongono il reddito complessivo, i percettori di reddito sono riordinati in ordine crescente rispetto al loro reddito complessivo, nonché in relazione ai redditi corrispondenti alle diverse componenti. Naturalmente l'ordine dei percettori delle singole componenti è in generale diverso da quello del reddito complessivo. Per una qualsiasi fonte l'ordinamento potrebbe essere il medesimo, l'opposto o di tipo intermedio. Pertanto, è possibile calcolare due tipi di rapporti di concentrazione di Gini: il primo nell'ambito della fonte k-esima (R_k), tenendo conto dell'ordinamento interno alla fonte mantenendo costante il numero dei percettori, il secondo, calcolato in riferimento alla distribuzione dei percettori di reddito ordinati secondo l'ordine stabilito in base al reddito globale R_k^* , lo

chiameremo pseudo-rapporto di concentrazione. Il quoziente tra $R_k^* / R_k = E_k$ può essere interpretato come misura della cograduazione della fonte k-esima rispetto al reddito globale. I valori positivi ($E_k > 0$) esprimono cograduazione tra la fonte k-esima ed il reddito globale, contribuendo a far aumentare la concentrazione globale. Al contrario i valori negativi ($E_k < 0$) esprimono contro graduazione; in questo secondo caso, la singola fonte apporta un contributo negativo alla composizione del rapporto di concentrazione globale. Si dimostra, pertanto, che il rapporto di concentrazione globale (R) è uguale alla differenza tra la media ponderata dei rapporti di concentrazione relativi alle singole fonti (R_k) con pesi proporzionali alle incidenze (q_k) di ciascuna fonte rispetto al reddito complessivo ed un minuendo che misura la riduzione del grado di concentrazione imputabile alla cograduazione delle singole fonti con il reddito globale².

$$R = \sum_{k=1}^r R_k q_k - \sum_{k=1}^r R_k q_k d_k; \quad C_k = \frac{R_k^*}{R_K} q_k. \quad (1)$$

$$\text{in cui: } d_k = 1 - E_k = 1 - \frac{R_k^*}{R_k}$$

Dopo aver eliminato i redditi negativi, i dati relativi ad ogni fonte di reddito sono stati ordinati secondo il reddito complessivo. Per ogni tipologia di reddito sono stati calcolati i rapporti di concentrazione R_k^* . Di seguito, ordinando gli stessi dati in base all'ordinamento interno ad ogni fonte, facendo sempre riferimento alla totalità dei percettori, sono stati calcolati i rapporti di concentrazione R_k ³.

²Rao V.M., *Two Decomposition of Concentration Ratios*, in "Journal of the Royal Statistical Society", series A. vol. 132, part 3, 1969, pp. 418-425.

³Un ulteriore approccio all'analisi del fenomeno, può essere quello proposto da R. I. Lerman in cui l'indice totale di Gini è dato da $G_Y = \sum_k R_k G_k S_k$, dove G_Y è l'indice di Gini sul reddito totale, G_k l'indice di Gini all'interno di ciascuna fonte di reddito, S_k il peso di detta fonte sul reddito totale e R_k rappresenta il termine di correlazione di Gini, definito come $R_k = Cov(Y_k, F_Y) / Cov(Y_k, F_{Y_k})$, (dove F_Y è la distribuzione cumulata del reddito Y ed

F_{Y_k} è la distribuzione cumulata del reddito Y_k). Cfr.: Lerman R. I. (1999), "How Do Income Sources Affect Income Inequality?" in Silber J., *Handbook of Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers, Boston, pagg. 341-358. Lerman R. I., Yitzhaki

I risultati relativi alle diverse fonti vengono presentati in ordine crescente rispetto al loro rapporto di concentrazione R_k ; nella seconda colonna sono riportate le incidenze percentuali delle quote di reddito di ogni fonte sul totale; nella terza colonna figurano gli pseudo-rapporti di concentrazione R_k^* come sopra specificati; nella quarta colonna si leggono i quozienti $R_k^*/R_k = E_k$, nella successiva il loro complemento ad uno, espresso da $d_k = 1 - E_k$, e nell'ultima il contributo percentuale alla concentrazione, indicato con $C_k = \frac{R_k^*}{R_k} q_k$.

Dalla Tabella 2 si legge che il rapporto di concentrazione per il reddito complessivo è risultato uguale a 0,374 nel 2002 ed a 0,361 nel 2006. Un risultato di una certa consistenza, influenzato senza dubbio dalla natura dei dati fiscali. Questi, come è noto, oltre ad essere influenzati da fenomeni di evasione e di elusione, non comprendono la totalità del reddito disponibile di un percettore, tenuto conto che vi sono redditi molto bassi, esenti legalmente o assoggettati a ritenuta a titolo d'imposta che non vanno dichiarati.

Per quanto attiene ai rapporti di concentrazione calcolati per le singole fonti si evidenzia che questi, tenuto conto di quanto detto innanzi, non esprimono compiutamente la concentrazione all'interno della singola fonte di reddito; sono invece degli indici di disuguaglianza della fonte k-esima riferiti all'intero collettivo. Da uno sguardo d'insieme alla Tabella 2 si evince che i redditi fondiari (dominicale, agrario e da fabbricati) presentano per gli R_k valori molto bassi; ciò è imputabile alla natura dei dati fiscali che sono determinati in base alle risultanze catastali e non secondo il reddito effettivo. Per il reddito da fabbricati pur in presenza di un contributo molto basso alla concentrazione si registra una consistente cograduazione (0,955 nel 2002 e 0,821 nel 2006) con il reddito complessivo tenuto conto che si tratta di un reddito quasi sempre presente nelle dichiarazioni.

L'apporto alla concentrazione è negativo per i redditi dominicale ed agrario e molto basso per i redditi diversi (0,762 nel 2002 e 0,465 nel 2006); per quest'ultima tipologia si tratta di redditi di natura residuale non dichiarati altrove; tuttavia, si nota per tali redditi una consistente cograduazione (0,980 nel 2002 e 0,786 nel 2006) con il reddito complessivo di poco inferiore alle altre tipologie di reddito.

Segue nota a pagina precedente: S. (1985), Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States, Review of Economics and Statistics, 67, pagg. 151-156.

Il reddito da lavoro dipendente, pur presentando un rapporto di concentrazione sensibilmente più basso rispetto al reddito complessivo, contribuisce alla concentrazione con il 79,4 % nel 2002 e l'82,5% nel 2006. Detta percentuale, unitamente alla sua quota di incidenza sul totale dei redditi (80% circa sia nel 2002 sia nel 2006) e dopo aver effettuato le dovute imputazioni, è in linea con quanto viene calcolato in riferimento alla distribuzione funzionale del reddito a livello di contabilità nazionale.

Tabella 2 – Scomposizione del rapporto di concentrazione del reddito complessivo secondo le fonti (anni 2002 e 2006).

Fonti di reddito	Rapporto di concentr. (R_k)		Quote di reddito (q_k)		Pseudo rapporto di concentr. (R_k^*)		$\frac{R_k^*}{R_k} = E_k$		$d_k = 1 - E_k$		Contributo % alla concentr. $C_k = \frac{R_k^*}{R_k} q_k$	
	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006
Agrario	0,010	0,009	0,111	0,092	-0,002	-0,008	-0,200	-0,889	1,200	1,889	-0,022	-0,088
Domenicale	0,052	0,062	0,182	0,151	-0,008	-0,052	-0,154	-0,839	1,154	1,839	-0,028	-0,136
Diversi	0,100	0,098	0,737	0,549	0,098	0,077	0,980	0,786	0,020	0,214	0,722	0,465
Fabbricati	0,198	0,123	4,513	4,330	0,189	0,101	0,955	0,821	0,045	0,179	4,308	3,831
Lav. dipendente	0,376	0,247	79,589	79,335	0,375	0,215	0,997	0,966	0,003	0,034	79,377	82,536
Impresa minore	0,395	0,368	1,012	1,144	0,333	0,337	0,843	0,870	0,157	0,130	0,853	1,073
Partecipazioni	0,446	0,378	5,154	5,537	0,445	0,365	0,998	0,916	0,002	0,084	5,142	5,463
Imprese	0,573	0,687	3,600	3,972	0,507	0,665	0,885	0,968	0,115	0,032	3,273	4,142
Lavoro autonomo	0,632	0,771	4,262	4,584	0,429	0,405	0,679	0,525	0,321	0,475	2,893	2,594
Capitale	0,750	0,937	0,741	0,306	0,544	0,342	0,725	0,365	0,275	0,635	0,537	0,120
Reddito complessivo	0,374	0,361	100,0	100,0								
2002	$\sum R_k q_k = 0,389$											
	$\sum R_k q_k d_k = 0,015$											
2006	$\sum R_k q_k = 0,394$											
	$\sum R_k q_k d_k = 0,033$											

Fonte: elaborazione su dati del Dipartimento delle Finanze.

Le fonti di reddito che presentano una concentrazione superiore a quella media, sono quelle afferenti ai redditi d'impresa con particolare riferimento a quelle unità produttive che per obbligo di legge sono in regime di contabilità generale (0,573 nel 2002 e 0,687 nel 2006), ai redditi da lavoro autonomo (0,632 nel 2002 e 0,771 nel 2006) e da capitale (0,750 nel 2002 e 0,937 nel 2006). Tuttavia il contributo alla concentrazione di questi redditi è molto basso: si va da poco più del 3,3 % e del 4% per il reddito dichiarato dalle imprese rispettivamente nel 2002 e 2006, al 2,9 % e 2,6% per i redditi da lavoro autonomo negli anni 2002 e 2006 e 0,54 % e 0,12% per i redditi da capitale rispettivamente negli anni 2002 e 2006.

Sempre dalla Tabella 2 si evince lo scarso peso della riduzione del grado di concentrazione (0,015 nel 2002 e 0,033 nel 2006) imputabile alla cograduazione delle singole fonti con il reddito complessivo

5. Considerazioni conclusive

Uno studio sulla distribuzione personale del reddito non può mai ritenersi concluso in quanto le problematiche e le interazioni che un tale tema fornisce spinge ad un continuo approfondimento del fenomeno; tuttavia sulla base di questa breve analisi è possibile trarre alcune conclusioni.

Un prima considerazione è che la disuguaglianza nella distribuzione personale dei redditi dipende essenzialmente dal risultato che emerge nel momento della formazione del reddito (struttura produttiva ed occupazionale) e successivamente durante la fase della distribuzione funzionale. Altri fattori influiscono sulla disuguaglianza complessiva come le caratteristiche personali dei percettori (fattori socio-demografici, ambientali, livello d'istruzione) e da ultimo anche l'intervento dell'operatore "Pubblica Amministrazione" che, mediante prelievi fiscali e contributi sociali da un lato, unitamente ai trasferimenti di varia natura, rende il reddito netto disponibile familiare e/o personale ben diverso dal loro iniziale valore. Da quanto analizzato emerge che lo studio della disuguaglianza in riferimento al reddito complessivo personale o familiare non può prescindere da una analisi all'interno delle componenti additive che compongono il reddito stesso e di come queste componenti si distribuiscono in riferimento ai percettori.

Pur con le dovute cautele, che i dati analizzati richiedono, questo studio ed altri hanno evidenziato come gran parte della disuguaglianza complessiva è riconducibile a quella esistente all'interno della distribuzione del reddito da lavoro dipendente, considerata la sostanziale corrispondenza tra la distribuzione di quest'ultimo e quella del reddito globale. Quanto più elevata è l'incidenza del reddito da lavoro dipendente rispetto al reddito globale, tanto maggiore è il contributo alla concentrazione complessiva. Maggiore è quest'ultimo contributo,

minore è la disuguaglianza nella distribuzione del reddito globale; al contrario più alto è il contributo dei redditi da capitale-impresa maggiore è la disuguaglianza.

Infine è da osservare che la fonte fiscale, considerata la sua ampiezza, costituisce allo stato attuale una *data base* importante da cui è possibile trarre notevoli informazioni per studiare le interazioni esistenti tra la distribuzione settoriale, funzionale e personale del reddito.

Riferimenti bibliografici

Bottiroli Civardi M., Targhetti Lenti R 1989. *Relazione tra distribuzione personale e distribuzione funzionale dei redditi*. Il Giornale degli Economisti e Annali di Economia, nov.- dic. 1989.

Bottiroli Civardi M. 1987. "Proposte di scomposizione dell'indice del Gini", in Zenga M. (a cura di), *La distribuzione personale del reddito: problemi di formazione, di ripartizione e di misurazione*. Vita e Pensiero, Università Cattolica del Sacro Cuore, Milano.

Lerman R. I., Yitzhaki S. (1985), *Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States*, Review of Economics and Statistics, 67.

Lerman R. I. (1999), "How Do Income Sources Affect Income Inequality?" in Silber J., *Handbook of Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers, Boston.

Rao V.M. 1969. *Two Decomposition of Concentration Ratios*. Journal of the Royal Statistical Society, series A. vol. 132, part 3.

SUMMARY

Total personal income is made up of a finite number of different incomes. Accordingly, total income inequality can be expressed as a function of inequalities of the different classes of income. The aim of this work is to examine inequality in personal income distribution taking into account the different income classes. Based on a previous study introduced by V.M. Rao we decomposed the Gini concentration index according to the different sources of total personal income.

Domenico SUMMO, Professore Associato di Statistica Economica presso il Dipartimento di Scienze Statistiche dell'Università di Bari.

LA DISUGUAGLIANZA DEL REDDITO DISPONIBILE NELLE REGIONI ITALIANE*

Domenico Summo, Tommaso Pepe

1. Introduzione

L'importanza economica che riveste l'operatore "famiglie" nel nostro come in altri sistemi economici, è evidente se si pensa che esso possiede direttamente o indirettamente la quasi totalità della ricchezza nazionale, percepisce quasi tutto il reddito annualmente prodotto nel Paese e da esso proviene gran parte della domanda globale interna.

Lo scopo del lavoro è quello di misurare la distanza esistente a livello regionale prima e dopo la fase della redistribuzione. Attraverso indici basati sul concetto di distanza, si vuole pervenire ad una misura della disuguaglianza orizzontale in riferimento al reddito primario ed al reddito disponibile delle famiglie a livello regionale e per ripartizioni geografiche.

2. Il reddito disponibile delle famiglie nelle regioni italiane

I Conti regionali delle famiglie pubblicati periodicamente dall'Istat sono di grande utilità per l'analisi economica, nonché per le decisioni di politica economica a livello nazionale e subnazionale¹. Il principio generale che guida l'attribuzione delle transazioni alle unità istituzionali regionali è la localizzazione nella regione in cui queste ultime hanno il proprio centro di interesse economico; il territorio regionale è definito, allora, come il territorio economico in cui, o a partire dal quale, una unità esercita ed intende continuare ad esercitare, attività ed operazioni economiche in misura significativa per un periodo di tempo indeterminato o di

* Il lavoro è frutto congiunto dell'impegno degli stessi autori.

¹ I Conti regionali delle famiglie si basano sulla completa congruenza concettuale con le valutazioni a livello nazionale sia per i metodi di stima sia per le fonti utilizzate, la coerenza metodologica con le stime dei conti economici regionali relative a unità di lavoro, valore aggiunto e redditi da lavoro dipendente, il ricorso, ove possibile, a rilevazioni dirette sulle unità territoriali e l'utilizzo di metodi di regionalizzazione di tipo discendente al massimo livello di dettaglio.

durata limitata ma relativamente lungo. In tale contesto, le famiglie sono unità uni-regionali ed il loro centro di interesse economico coincide con la regione nella quale esse risiedono.

All'interno delle famiglie vi sono uno o più percettori di reddito ai quali, in quanto detentori dei fattori produttivi, affluiscono le remunerazioni per l'utilizzo degli stessi fattori da parte di altri operatori economici. La distribuzione funzionale del reddito oltre ai flussi di reddito da capitale e da lavoro considera anche i redditi misti da lavoro e da capitale. Nell'ambito della distribuzione primaria dei redditi familiari, l'aggregato più consistente è rappresentato dal reddito da lavoro dipendente, segue il reddito misto degli imprenditori individuali e dei lavoratori autonomi difficilmente scomponibile, la remunerazione allo stesso capitale (sotto forma di interessi, rendite, profitti, dividendi) ed infine il saldo rappresentato dal risultato lordo di gestione².

Dalla distribuzione primaria del reddito, attraverso la successiva fase della redistribuzione, rappresentata essenzialmente dal prelievo fiscale e contributivo da un lato e dall'erogazione di prestazioni sociali e da altri trasferimenti netti dall'altro, si perviene alla determinazione del reddito disponibile delle famiglie che viene destinato all'acquisto di beni e servizi atti a soddisfare i bisogni delle stesse o alla formazione del risparmio; pertanto, esso è imputabile ad una componente endogena che riguarda la formazione primaria del reddito e ad una componente esogena che fa riferimento ad una seconda fase, detta della redistribuzione.

3. Una misura dei divari territoriali

Le informazioni statistiche concernenti l'analisi territoriale dei fenomeni economici possono essere esaminate in diversi modi; il dominio spaziale può essere riferito ad un punto nello spazio oppure ad un'intera area territoriale, dove le informazioni vengono riferite a tali unità al fine di poterne semplificare la raccolta e l'analisi. Da un'ulteriore classificazione delle informazioni, vi sono quelle che in base a una pluralità di variabili descrivono le caratteristiche delle singole unità spaziali e quelle che descrivono, invece, i legami di interazione esistenti tra le

² Per il settore delle famiglie il risultato di gestione comprende esclusivamente i proventi delle attività legate alla produzione per autoconsumo (fitti figurativi, manutenzioni ordinarie, valore dei servizi domestici, di portierato, produzioni agricole per autoconsumo e valore delle manutenzioni straordinarie). Nei conti regionali, l'attività di autoconsumo legata agli affitti imputati viene registrata, nel conto della produzione, nella regione in cui è situato l'immobile ... in Istat (2009), *Il reddito disponibile delle famiglie nelle regioni italiane – Note metodologiche*, 13 febbraio 2009, Roma.

diverse unità spaziali considerate. Nel primo caso i dati vengono generalmente rappresentati in forma di matrici rettangolari, dove una generica riga definisce il profilo della corrispondente unità spaziale (le regioni) attraverso le determinazioni delle variabili considerate, mentre una generica colonna rappresenta l'articolazione spaziale del fenomeno definito dalla corrispondente variabile (il reddito). Nel secondo caso i dati spaziali sono rappresentabili attraverso matrici quadrate, nelle quali i singoli caratteri esprimono le intensità del legame di interazione tra le unità spaziali considerate. In entrambi i casi, le categorie di dati possono essere espresse, oltre che nel dominio spaziale, anche in quello temporale, definendo più matrici dello stesso tipo in corrispondenza di tempi successivi (cioè una serie temporale di *cross-section* di dati spaziali).

In generale, la classificazione del territorio può essere vista come il risultato dell'aggregazione di unità areali amministrative più piccole (comuni, province e regioni), verso unità areali più vaste (le ripartizioni geografiche). Tuttavia, dal punto di vista empirico, la classificazione del territorio viene definita a priori, nel senso che le informazioni sono disponibili secondo una determinata articolazione definita su base amministrativa.

Da quanto detto, la distribuzione spaziale dei dati reddituali delle famiglie – sia per quanto riguarda la distribuzione primaria, la redistribuzione ed il reddito disponibile – costituiscono gli aspetti di più immediato interesse nell'analisi dei fenomeni economici legati al territorio. In questa sede, per meglio evidenziare le distanze tra le regioni si è deciso di implementare sia misure sintetiche di analisi unidimensionale del fenomeno sia una misura multidimensionale basata su matrici di distanza. A livello unidimensionale, in riferimento al reddito primario alla redistribuzione ed al reddito disponibile delle famiglie negli anni 2001 e 2006, è stato prima di tutto calcolato un indicatore sintetico, basato sul concetto di distanza; poi, per meglio cogliere le disuguaglianze tra le regioni, raggruppate nelle quattro ripartizioni geografiche, è stato calcolato l'indice di Theil, assunto come indice dei divari territoriali ed impiegato per misurare l'ineguaglianza tra le diverse aree geografiche, sulla base non solo delle quote di reddito a livello regionale, ma anche delle relative quote di popolazione.

Pertanto, la variabilità esistente a livello regionale è stata misurata attraverso l'implementazione del seguente indicatore sintetico di distanza per regione (D_i), quale:

$$D_i = \sqrt{\frac{1}{P} \left[\sum_{k=1}^P \frac{(x_{ik} - x_{\min k})^2}{(x_{\max k} - x_{\min k})^2} \right]} \quad (1)$$

dove x_{ik} rappresenta il valore del reddito k .simo della regione i .ma, $x_{min,k}$ il valore minimo del reddito k .simo e $x_{max,k}$ il valore massimo dello stesso reddito k .simo considerato. In maniera del tutto analoga è stato possibile determinare anche un indicatore sintetico di distanza unidimensionale per le quattro ripartizioni geografiche (IG_i), quale:

$$IG_i = \sqrt{\frac{1}{k} \left[\sum_{r=1}^k \frac{(D_{i,r} - D_{min,r})^2}{(D_{max,r} - D_{min,r})^2} \right]} \quad (2)$$

dove $D_{i,r}$ rappresenta il valore dell'indicatore della regione i .ma appartenente alla r .ma ripartizione geografica, $D_{min,r}$ il valore minimo dell'indicatore all'interno della r .ma ripartizione geografica e $D_{max,r}$ il valore massimo dello stesso indicatore sintetico all'interno della stessa ripartizione geografica.

Dall'applicazione empirica dell'indicatore ai dati sui redditi delle famiglie, si osserva una tendenziale migliore distribuzione, regione per regione, del reddito primario e di quello disponibile, passando dal 2001 al 2006; in media, nel periodo di osservazione, per l'Italia si riscontra un aumento medio dell'indice del 5,54 %, passando dal 0,596 nel 2001 al 0,629 nel 2006 (Tabella 1). Nonostante il miglior andamento dell'indice ed il miglior risultato medio ottenuto per l'Italia, si riscontra nel periodo di osservazione ancora una invarianza delle distanze tra le diverse regioni dell'Italia Centro-Settentrionale rispetto a quelle del Mezzogiorno. Al fine di validare l'ipotesi di tale invarianza media ($H_0 : \hat{\sigma}_{2001}^2 = \hat{\sigma}_{2006}^2$), contro un possibile miglioramento avvenuto nel corso del tempo ($H_1 : \hat{\sigma}_{2001}^2 > \hat{\sigma}_{2006}^2$), è stato applicato ai dati il test F di Snedecor. Applicando il test alla distribuzione primaria, ad ognuna delle componenti interessate nella fase della redistribuzione (imposte correnti e contributi sociali da un lato, prestazioni sociali e trasferimenti netti dall'altro) ed al reddito disponibile, i risultati hanno indotto ad accettare in tutti i casi l'ipotesi nulla, contro l'ipotesi alternativa sulla possibile riduzione della variabilità dei redditi ai vari livelli regione per regione³.

Inoltre, sempre a livello unidimensionale, per meglio indagare sui divari territoriali e considerando in forma aggregata a livello regionale le tre configurazioni di reddito familiare, è stato calcolato l'indice di Theil; quest'ultimo, oltre a fornire una misura del divario a livello nazionale, può essere disaggregato per ripartizioni geografiche (Italia Nord Occidentale, Nord Orientale, Centrale e Mezzogiorno).

³ Delvecchio F. (2002), *Statistica per la ricerca sociale*, Cacucci Editore, Bari.

Tabella 1 – *Indice di distanza per Regione e ripartizione geografica, secondo la distribuzione primaria del reddito, la redistribuzione ed il reddito disponibile (valori pro-capite).*

Regioni e Ripartizioni	Distribuzione primaria reddito		Redistribuzione del reddito				Reddito disponibile	
			Imposte correnti e contributi sociali		Prestazioni sociali e trasferimenti netti			
	2001	2006	2001	2006	2001	2006	2001	2006
Regioni								
Piemonte	0,697	0,723	0,770	0,776	0,745	0,724	0,775	0,838
Valle d'Aosta	0,781	0,749	0,705	0,753	0,829	0,972	0,997	0,975
Lombardia	0,868	0,890	1,000	1,000	0,638	0,590	0,883	0,927
Bolzano	0,875	0,867	0,816	0,894	0,576	0,560	1,000	1,000
Trento	0,702	0,642	0,751	0,782	0,564	0,648	0,766	0,731
Veneto	0,717	0,729	0,760	0,737	0,426	0,317	0,724	0,750
Friuli-V. G.	0,680	0,700	0,776	0,800	0,792	0,735	0,753	0,768
Liguria	0,686	0,681	0,582	0,623	1,000	1,000	0,829	0,780
Emilia-Romagna	0,908	0,883	0,921	0,888	0,817	0,738	0,997	0,980
Toscana	0,691	0,668	0,659	0,665	0,687	0,620	0,767	0,766
Umbria	0,521	0,482	0,501	0,480	0,667	0,651	0,618	0,578
Marche	0,542	0,553	0,554	0,548	0,531	0,436	0,615	0,631
Lazio	0,664	0,678	0,801	0,786	0,574	0,539	0,625	0,692
Abruzzo	0,288	0,236	0,351	0,315	0,353	0,308	0,305	0,260
Molise	0,197	0,214	0,171	0,170	0,169	0,182	0,179	0,210
Campania	0,090	0,068	0,057	0,063	0,000	0,007	0,009	0,005
Puglia	0,089	0,090	0,108	0,095	0,151	0,183	0,048	0,068
Basilicata	0,100	0,160	0,137	0,118	0,118	0,122	0,050	0,145
Calabria	0,041	0,074	0,000	0,006	0,131	0,125	0,000	0,039
Sicilia	0,078	0,078	0,045	0,044	0,143	0,037	0,035	0,025
Sardegna	0,186	0,186	0,187	0,202	0,226	0,283	0,180	0,206
<i>Indice di distanza per ripartizioni geografiche Italia</i>								
<i>Nord Occidentale</i>	0,586	0,535	0,683	0,549	0,704	0,691	0,719	0,635
<i>Nord Orientale</i>	0,531	0,551	0,539	0,551	0,572	0,663	0,509	0,504
<i>Centrale</i>	0,585	0,619	0,593	0,567	0,625	0,603	0,586	0,544
<i>Mezzogiorno</i>	0,560	0,545	0,638	0,490	0,656	0,450	0,556	0,556
Italia	0,596	0,629	0,599	0,715	0,560	0,682	0,641	0,736
Test F di Snedecor								
Var.	0,095	0,092	0,107	0,112	0,084	0,087	0,136	0,129
F	1,038		0,960		0,967		1,048	
$f_{20,20,\alpha=0,05}=2,12$								

Fonte: elaborazione su dati Istat.

L'indicatore implementato è composto di due componenti: la prima espressione del divario tra i gruppi di regioni e la seconda del divario territoriale all'interno dei gruppi di regioni; da cui:

$$T = \sum_{r=1}^n y_r \log \frac{y_r}{p_r} = \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{Y_g}{P_g} + \sum_{g=1}^G Y_g \left(\sum_{r \in S_g} \eta_r \log \frac{\eta_r}{\xi_r} \right) \quad (3)$$

dove y_r rappresenta il reddito della regione r ma sul totale del reddito e p_r la popolazione della regione r ma sul totale della popolazione, mentre (dopo aver classificando le n regioni in G gruppi) $P_g = \sum_{r \in S_g} p_r$, $Y_g = \sum_{r \in S_g} y_r$, $\eta_r = y_r / Y_g$ rappresenta la quota di reddito della regione r sul totale del reddito del gruppo di regioni g e $\xi_r = p_r / P_g$ rappresenta la quota di popolazione della regione r sul totale della popolazione del gruppo di regioni g .

Tabella 2 – Misura dei divari territoriali attraverso l'indice di Theil (anni 2001 e 2006).

Ripartizioni territoriali	Distribuzione		Redistribuzione del reddito				Reddito	
	primaria		Imposte correnti e contributi sociali		Prestazioni sociali e trasferimenti netti		Disponibile	
	2001	2006	2001	2006	2001	2006	2001	2006
<i>Italia</i>	0,0319	0,0301	0,0476	0,0395	0,0196	0,0094	0,0212	0,0203
Tra ripartizioni	0,0304	0,0300	0,0474	0,0387	0,0141	0,0077	0,0209	0,0200
Entro le ripartizioni	0,0015	0,0001	0,0002	0,0008	0,0055	0,0017	0,0003	0,0003
<i>Ripartizioni Italia</i>								
Nord Occidentale	0,0019	0,0019	0,0048	0,0035	0,0019	0,0016	0,0003	0,0003
Nord Orientale	0,0016	0,0024	0,0016	0,0014	0,0070	0,0044	0,0014	0,0018
Centrale	0,0006	0,0008	0,0032	0,0026	0,0006	0,0005	0,0006	0,0004
Mezzogiorno	0,0076	0,0014	0,0133	0,0097	0,0116	0,0008	0,0008	0,0021

Fonte: elaborazione su dati Istat.

Anche se l'indice di Theil è molto sensibile in presenza di redditi molto elevati, nel caso specifico la sua applicazione ha permesso di esaminare la variabilità dei redditi familiari a livello regionale, ponderando gli stessi per le rispettive quote di popolazione. Osservando il fenomeno dal punto di vista empirico si riscontra una lieve riduzione della disuguaglianza dei divari territoriali passando dal 2001 al 2006, imputabile principalmente ad una riduzione della variabilità all'interno di

ciascuna ripartizione ed, in misura più contenuta, anche ad una minore variabilità tra le quattro ripartizioni geografiche considerate (Tabella 2). Osservando singolarmente le quattro ripartizioni si riscontra un aumento del divario territoriale, passando dal 2001 al 2006, per le regione dell'Italia Nord Orientale e per quelle del Mezzogiorno.

L'analisi della disuguaglianza dei redditi delle famiglie a livello regionale assume le caratteristiche della multidimensionalità se il fenomeno viene osservato considerando, come variabili esplicative, i singoli fattori della produzione che contribuiscono alla formazione primaria del reddito o le singole componenti interessate nella fase della redistribuzione; pertanto, al fine di misurare, in media, le variazioni verificatesi nel tempo tra il 2001 ed il 2006 in termini di distanza e similarità dei redditi tra le regioni, è stata applicata ai dati standardizzati la distanza di Minkowski, adatta per cogliere la diversità tra i profili multidimensionali delle ripartizioni geografiche considerate⁴

Tabella 3 – Distanze tra le ripartizioni geografiche secondo l'indice di Minkowski (anni 2001 e 2006).

Ripartizione geografica	2001				2006				Var. % 2001-2006			
	Nord Occ.	Nord Orient.	Centro	Sud e Isole	Nord Occ.	Nord Orient.	Centro	Sud e Isole	Nord Occ.	Nord Orient.	Centro	Sud e Isole
Nord Occ.	6,74	-	-	-	7,96	-	-	-	18,10	-	-	-
Nord Oren.	12,06	14,47	-	-	13,58	15,21	-	-	12,60	5,11	-	-
Centro	21,05	31,41	6,61	-	23,92	29,36	6,43	-	13,63	-6,52	-2,72	-
Sud e Isole	124,84	163,06	94,15	22,35	127,89	160,45	93,69	22,05	2,44	-1,63	-0,49	-1,34

Fonte: elaborazione su dati Istat.

Dall'applicazione empirica del metodo, si evince una moderata riduzione media delle distanze all'interno della ripartizione Italia Nord Centrale (-2,72 %) e dell'Italia Meridionale (-1,34 %), mentre si osserva un moderato aumento delle distanze all'interno della ripartizione Nord Occidentale (+ 18,10 %) e Nord Orientale (+5,11 %). Tra le diverse ripartizioni, si segnala l'aumento delle distanze tra le regioni dell'Italia Nord Occidentale con tutte le altre ed una riduzione delle distanze tra le regioni dell'Italia Nord Orientale con quelle del Centro e Sud Italia.

⁴ Bracalente B. 1991, "Analisi di dati spaziali", in Marbach G. (a cura di), *Statistica Economica*, Utet, Torino.

4. Alcune considerazioni

Dall'osservazione empirica del fenomeno negli anni tra il 2001 ed il 2006, si evince, pertanto, che la disuguaglianza del reddito disponibile delle famiglie risente fortemente della distribuzione funzionale dei redditi e che la redistribuzione poco influisce sulle differenze regionali. Nonostante, nel corso degli anni vi siano stati tentativi di riduzione della disuguaglianza a livello regionale, soprattutto se il fenomeno viene esaminato pesandolo con le quote di popolazione, le differenze ed i divari comunque permangono, se non sono addirittura aumentati (basti pensare alla distanza tra le regioni dell'Italia Nord Occidentale con tutte le altre). Allora, in un'ottica di efficienza e di decentramento, diventa sempre più necessario mirare ad un diversa formulazione che richiami maggiormente al principio della territorialità.

Riferimenti bibliografici

- Alvaro G. 1995. *Contabilità nazionale e statistica economica*. Cacucci Ed., Bari.
- Bracalente B. 1991. "Analisi dei dati spaziali", in Marbach G (a cura di), *Statistica economica*. Utet, Torino.
- Carbonaro G. 1991. "Distribuzione quantitativa del reddito" in Marbach G (a cura di), *Statistica economica*. Utet, Torino.
- Carbonaro G. 1982. *Sulla misura della povertà mediante indici sintetici*. Istituto di Statistica Economica dell'Università di Roma "La Sapienza", Roma.
- Delvecchio F. 2002. *Statistica per la ricerca sociale*. Cacucci Ed., Bari.
- Guarini R., Tassinari F. 2000. *Statistica Economica*. Il Mulino, Bologna.
- Istat 2009. *Il reddito disponibile delle famiglie nelle regioni italiane – Note metodologiche*. 13 febbraio 2009, Roma.
- Pittau M.G., Zelli R. 2002. "La distribuzione del reddito in Italia negli anni novanta: un'analisi non parametrica", in Carbonaro G. (a cura di), *Studi sulla povertà: problemi di misura e analisi comparative*. Franco Angeli, Milano.

SUMMARY

This paper has the objective to measure the existing distance in the primary and available distribution of the yields of the families to regional level. Through of the distance indices, it has been measured the horizontal inequality of the distribution of the primary yield and that available one.

Domenico SUMMO, Professore Associato di Statistica Economica presso il Dipartimento di Scienze Statistiche dell'Università di Bari.

Tommaso PEPE, Assegnista di Ricerca presso il Dipartimento di Scienze Statistiche dell'Università di Bari.

DO OLDER POOR EUROPEANS HAVE LESS ACCESS TO HOME OWNERSHIP? EVIDENCE FROM THE SHARE SURVEY

Maria Letizia Tanturri, Daniele Vignoli

1. Introduction and background

Home is the most important asset among older people in Europe: the proportion of household wealth accounted for by home value is more than half in any country, but even more than 80% in Southern European Countries (Lefebure *et al.* 2006). Home ownership and pensions have been often considered as alternative strategies to obtain social security in old age, as in the life cycle the costs of ownership are typically higher at the beginning and lower at late age (Castles, 1998; Kemeny 1981). According to this perspective, when individuals own their homes, they can rely on smaller pensions and at macro level this results in a sort of trade off between the degree of home-ownership and generosity of old-pensions (Castles, 1998). Indeed data show that in countries with high ownership rates, lower income groups are more successful in accumulating housing assets, even if the effect can be mediated by different social security policies (Lefebure *et al.* 2009).

Undoubtedly, home ownership is a key indicator of quality of life of the elderly from both a monetary and an emotional perspective. First of all, it provides a source of income (*imputed rent*). Second, it assures future and sustainable consumption (Christelis *et al.* 2005). Home-ownership can therefore be considered as an alternative form of insurance that secures a valuable asset, which can be drawn upon to raise economic wellbeing in old age (Dewilde, Raeymaeckers 2008). Particularly in later life home-ownership is found to offer protection against poverty, as an income buffer in case of need (Castles 1998, Conley and Gifford 2006). Moreover it can be transferred to descendants and this aspect is above all appreciated by old people (Kurz, Blossfeld 2004).

Socio-demographic literature however evidences that home is more than an asset for the elderly, and to a certain extent it can be considered a *consumption good*. For the elderly indeed home represents a safe environment, rich in memories that plays a role of refuge (Gaymu 2003). Home ownership is usually associated to a better quality of homes and to an easier social integration of the owner within a community (Kurz, Blossfeld 2004; Börsch-Supan *et al.* 2005). All these aspects are particularly important for old people, as most of their everyday life takes place at home, especially in case of restrained physical mobility. In this sense, older people

might be reluctant to sell their own home and make profit by their redundant housing capacity (e.g. when children leave the nest). Many authors underline the paradox of the “cash poor/house rich” elderly (Lefebure et al. 2006, Castles 1998).

SHARE data confirm previous research findings that ownership rates decline considerably with age in most countries. However, a large part of the decline is found to be attributed to cohort effects (Chiuri, Jappelli, 2006; Börsch-Supan *et al.* 2005). Interestingly, ownership patterns across age are quite similar across countries, with the partial exception of Mediterranean Countries where ownership acquisition is stable since long term (Kohly et al. 2005, Castles, Ferrera 1996).

From a comparative perspective, variations in national housing tenure patterns can be explained by many factors: historical influences, cultural variations (e.g. in inter-generational transfers of wealth), economic cycle, housing and financial markets, and institutional arrangements (Lefebure *et al.* 2006). Variety in home tenure structure impinge on poverty differences between countries and groups (Börsch-Supan *et al.* 2005, Lefebure *et al.* 2006). An owner occupier is in significantly better position than a renter with the same income and studies on economic well-being should take into account this issue (Börsch-Supan *et al.* 2005). Conversely, those who are poor are definitively worse off if they have also to pay a rent.

This paper is aimed at verifying if older poor Europeans are “house rich”, or rather if monetary poverty prevents them to live in their own home, so that social policies should take them into account. Using a logistic regression model, we delineate the profile of old people who do not have access to home ownership, keeping into account a plurality of covariates related to personal background, to familial characteristics, and opportune combination of them. In particular we are interested to identify the fragile profiles – with regard to poverty status, living arrangement and gender – having a higher risk of being excluded by home ownership.

2. Data and descriptive findings

We take our data from the database “Survey of Health, Aging and Retirement in Europe” (SHARE 2.0.1: Börsch-Supan *et al.*, 2005). SHARE is a multidisciplinary and cross-national database of freely accessible micro data on health, socio-economic status and social and family networks of individuals aged 50 or over. The analysis is carried out on a sub-sample of about 28.000 individuals, aged 50 or over, living in Austria, Belgium, Denmark, France, Germany, Greece, Italy, the Netherlands, Spain, and Sweden. SHARE data show that the rate of home ownership among the older European varies substantially across countries: rates range from more than 50% of Germany, Austria and Sweden to more than 80% in Spain and

Greece. Women are particularly disadvantaged in Denmark, France, Sweden and Germany (gender differences of more than 10 percentage points).

As already stated above, in this work we want to shed light on the connection between home tenure and poverty status among older Europeans. With this purpose we will stick to the narrower notion of relative monetary poverty (lack of disposable income), for reasons of simplicity. However, relative monetary poverty is strictly correlated with other spheres of deprivation. In SHARE only gross income (expressed in Euros) is collected. We converted gross into net income (see Vignoli, De Santis, 2009, for details on the procedure). We then obtained the net equivalent income by applying a standard equivalence scale: the square root of the number of household members. In particular we consider poor those individuals whose net equivalent income lies below the poverty threshold, 60% of the equivalent median net income for each country as calculated from SHARE.

In Figure 1, we compare the prevalence of home ownership among all older households and, first, among all poor older household and second among a particularly vulnerable group: poor older women living alone. It is evident that poor households have a lower access to property anywhere, but differences are small where home ownership is widespread, larger elsewhere. In any country households composed by poor old women living alone have lower ownership rates than the poor households altogether. Surprisingly poor women living alone in Denmark, Sweden and the Netherlands are in a more severe condition with respect to the average of the older poor households.

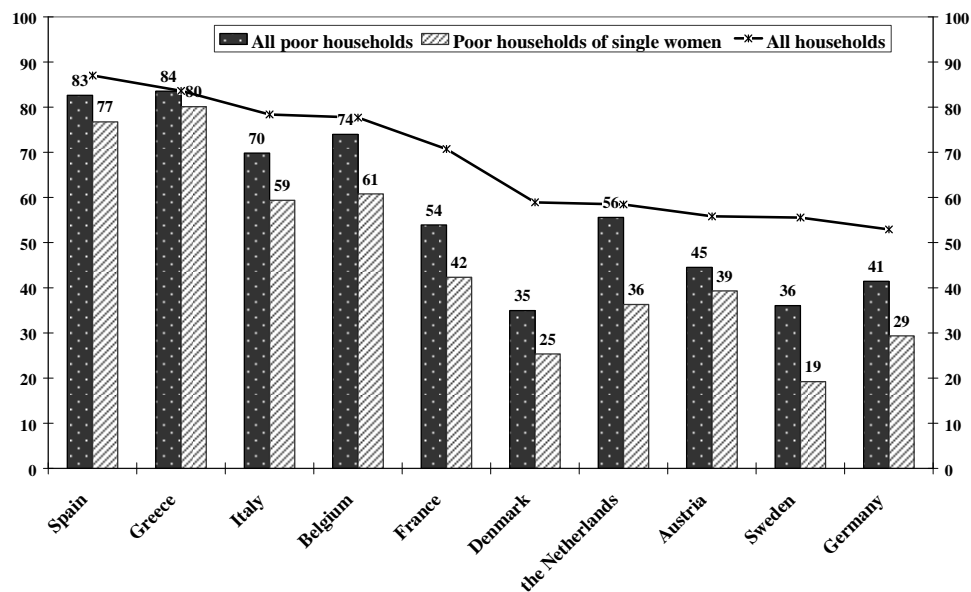
3. Do the poor have less access to home ownership?

Table 1 presents the parameter of a logistic regression predicting the exclusion from home ownership, according to a set of demographic and socio-economic covariates (eventually survived as significant in a stepwise estimation procedure). The country-specific differences observed in our descriptive Figure 1 are here confirmed, also once we control for structural characteristics of the sample. Other things being equal, the exclusion from property is much more common in Austria, Sweden and Germany than in the Mediterranean cluster.

If we do not find a clear trend by age, not surprisingly the less educated are more likely to be excluded by home ownership. Unemployed people, as well as those permanently sick and disabled, seem more likely to be excluded from home ownership, suggesting that some of the most disadvantaged segments of the population have also lower access to property. Conversely, and expectedly, being childless increases the odd ratio of owning the home where one live. This is possibly due to the fact that during the life-course old people might have left the property to their descendants (*inter vivos transfers*) or also that parents have less

chance to save enough to access ownership, because of high child-cost. Similarly, the elderly who did not ever had any siblings are more likely to be home owner. Living in a big house and either in a rural area or in a village display also a similar positive effect.

Figure 1 – Property rate among the older European. Differences between all households (line), all poor households (dotted bars), poor household of single women (striped bars).



The odd ratio of not living in a own home is markedly influenced by gender, living arrangements, and poverty status. Studying only main effects, we find that either women, or people not in couple, or the poor belongs to the disadvantaged category. The story, however, is not as simple as the general model suggests, because of a strong interconnection among those situations.

In order to disentangle gender differences from living arrangement and poverty we fitted two interactions: the first, between gender and poverty status, and the second among gender, living arrangement, and poverty status. The former interaction proves that poor women seem to be more disadvantaged than poor men: they are about 25 percentage points more likely to be excluded from property, other things being equal (Figure 2).

The second interaction (Figure 3) reveals, however, a more complex picture. Those who are in couples are more likely to be protected, and even if they are poor the odd ratio of not living in their own home increases only moderately (it is

always slightly higher for women, however). From Figure 2 it is immediately evident that the old not living in couples are more likely to be excluded from the property with respect to reference category (men, not poor, in couple). The risk is particularly high for the singles, and increases of about 75 percentage points comparing single not poor with single poor. Surprisingly, among singles gender differences disappears or even slightly reverses, no matter the poverty status. Conversely, poor women living with the family or other components have the highest risk of being excluded from ownership (3 times higher than the reference category and 116 percentage points higher than the poor men in the same living arrangement situation).

All in all, other things being equal, poor people are generally also more likely to be excluded from home ownership than the not poor, especially if they are women living in enlarged families. This finding indubitably highlights the need of targeting social policies towards poor older Europeans.

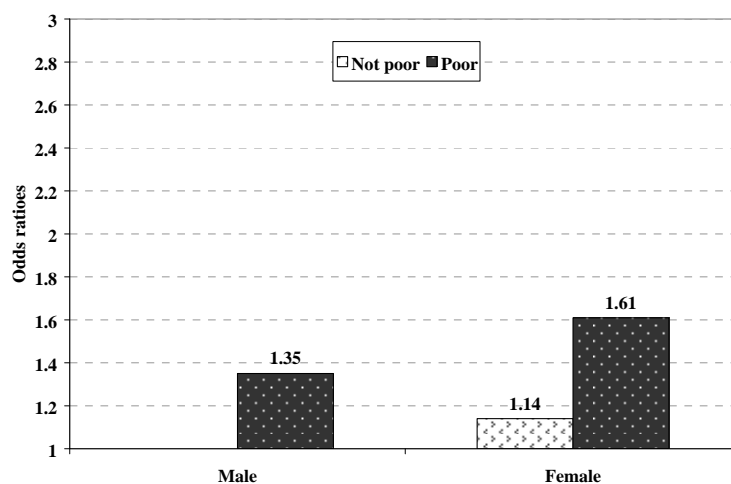
Table 1 (to be continued) – Logistic regression model predicting the exclusion from home ownership. Base model, without interaction. Odds ratios.

Variable	Categories	OR	St. Err.	p-value
Country	Italy (ref.)	1		
	Austria	2.50	0.094	<0.001
	Germany	4.80	0.089	<0.001
	Sweden	3.24	0.087	<0.001
	Netherlands	3.38	0.088	<0.001
	Spain	0.42	0.103	<0.001
	France	1.59	0.088	<0.001
	Denmark	2.25	0.102	<0.001
	Greece	0.28	0.096	<0.001
	Belgium	1.33	0.088	0.001
Sex	Male (ref.)	1		
	Female	1.16	0.042	<0.001
Age class	50-59 (ref.)	1		
	60-69	0.80	0.069	0.010
	70+	1.05	0.084	0.513
Household composition	Ego alone	1.94	0.048	<0.001
	Couple alone (ref.)	1		
	With family / with others	1.54	0.055	<0.001

Table 1 (continued) – Logistic regression model predicting the exclusion from home ownership. Base model, without interaction. Odds ratios.

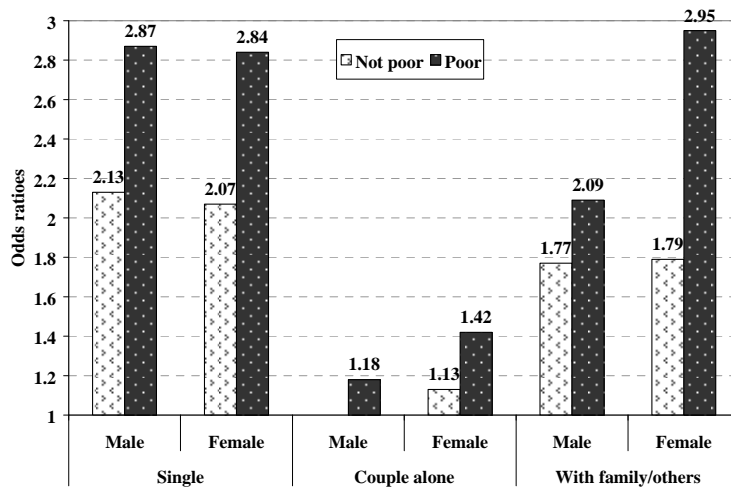
Variable	Categories	OR	St. Err.	p-value
Children alive	0 /dead (ref.)	1		
	1	1.00	0.063	0.942
	2+	1.13	0.052	0.015
Ever had any siblings	Yes (ref.)			
	No	0.88	0.062	0.032
Education	Primary education (ref.)	1		
	Secondary education	0.79	0.049	<0.001
	Tertiary education	0.64	0.058	<0.001
Occupation	Retired (ref.)	1		
	Employed / Self-employed	1.00	0.065	0.988
	Unemployed	1.54	0.108	<0.001
	Permanently sick / Disabled	1.73	0.107	<0.001
	Homemaker	0.84	0.065	0.009
Area of residence	Rural area or village (ref.)	1		
	Small town	3.89	0.068	<0.001
	Large town	2.35	0.063	<0.001
	Big city suburbs	2.64	0.063	<0.001
	Big city	1.30	0.061	<0.001
Number of rooms	1-2 (ref.)	1		
	3-4	0.38	0.054	<0.001
	5-6	0.10	0.071	<0.001
	7+	0.06	0.132	<0.001
Economic difficulties	Not poor	1		
	Poor	1.38	0.042	<0.001
	Constant (coeff.)	-1.38	0.113	<0.001

Figure 2 – Logistic regression model predicting the exclusion from home ownership. Interaction between poverty status and sex. Odds ratios. Reference: man, not poor.



Note: The interaction is standardised for all covariates presented in Table 1.

Figure 3 – Logistic regression model predicting the exclusion from home ownership. Interaction between poverty status, living arrangement and sex. Odds ratios. Reference: man, living in couple, not poor.



Note: The interaction is standardised for all covariates presented in Table 1.

References

- Börsch-Supan A., Brugiavini H., Jürges H., Mackenbach J., Siegrist J and Weber G. (Eds.), *Ageing and Retirement in Europe: First results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (pp. 302-309). Mannheim: MEA.
- Castles F. G. and Ferrera M. (1996). Home-ownership and the welfare state: is Southern Europe different?, *South European Society and Politics*, 1, 2, 163–85.
- Castles F. G. (1998),. The really big trade-off: home-ownership and the welfare state in the Chiuri M.C and T. Jappelli (2006), Do the elderly reduce housing equity? An international comparison, *Luxemburg Income Study Working paper Series*, n. 436, June.
- Christelis D., Jappelli T. and Padula P. (2005), *Wealth and portfolio composition*. In: Conley, D. and Gifford, B. (2006). Home-ownership, social insurance, and the welfare state, *Sociological Forum*, 21, 1, 55–82.
- Dewilde C. and Raeymaeckers P. (2008), Trade-off between home ownership and pensions: individual and institutional determinants of old age poverty, *Aging and Society*, 28, pp 805-830.
- Gaymu J. (2003), The housing conditions of elderly people, *Genus*, 59(1), 2003, pp. 201-226.
- Kemeny J. (1981), *The myth of home ownership. Public versus public choices in housing tenure*, London, Routledge
- Kurz K. and Blossfeld H.P. (2004), *Home ownership & Social Inequality in Comparative Perspective*, Stanford Univ. Press., Stanford.
- Lefebure S., Mangeleer J., and Van Den Bosch K. (2006), *Elderly Prosperity and Homeownership in the European Union: New Evidence from the Share Data*, paper prepared for the 29th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth, Joensuu, Finland.
- Vignoli D. and De Santis G. (2009), Individual and contextual correlates of economic difficulties in old age in Europe, *Population Research and Policy Review*, forthcoming.

SUMMARY

This paper is aimed at studying the link between monetary poverty and home tenure among older population in Europe. Share 2004 data are used to delineate the profile of old people who do not have access to home ownership. Other things being equal, poor people appear also more likely to be excluded from home ownership than the not poor, especially if they are women living in enlarged families or men and women living alone.

Maria Letizia TANTURRI, Ph.D., Researcher in Demography, DipStEa “L. Lenti” – University of Pavia. Email: tanturri@unipv.it Url: www.unipv.it/dipstea/tanturri
Daniele VIGNOLI, Ph.D., Researcher in Demography, Department of Statistics – University of Florence. Email: vignoli@ds.unifi.it Url: www.ds.unifi.it/vignoli

INFORMAZIONI GENERALI

1. La collaborazione alla Rivista è aperta soltanto ai Soci della Società Italiana di Economia Demografia e Statistica e a coloro che vengono invitati a collaborare dalla Direzione.
2. I lavori per la pubblicazione vanno presentati alla Direzione della Rivista, adottando le regole indicate di seguito, con l'indicazione dei rispettivi titoli accademici ed eventuali qualifiche.
3. I lavori inviati verranno sottoposti al vaglio di un Comitato di lettura. Quelli non accettati per la pubblicazione non si restituiscono.
4. *Gli autori degli articoli e delle note pubblicate rinunciano, in favore della Rivista, alla proprietà letteraria.* La riproduzione integrale o parziale di articoli e note pubblicate nella Rivista è consentita alla condizione che risulti citata la fonte. Gli autori ricevono, gratuitamente, 15 estratti. Le spese per tirature supplementari o per stampa anticipata degli estratti sono a totale carico degli Autori.
5. La Rivista è distribuita ai Soci in regola col pagamento della quota di associazione.
6. La Rivista pubblica recensioni o segnalazioni delle opere ricevute in omaggio o in cambio.

Le quote di adesione alla S.I.E.D.S. sono le seguenti:

Soci individuali: Euro 70

Soci collettivi: Euro 120

Soci vitalizi, secondo accordi

Il versamento della quota sociali può essere effettuato tramite:

* c/c postale n. 42223008 intestato a Società Italiana di Economia Demografia e Statistica – Roma;

* bonifico bancario sul c/c n. **000400852787** presso Unicredit Banca di Roma AG. 153 Città Universitaria, Piazzale Aldo Moro, 5 – 00184 Roma;

CODICE IBAN: IT97 D 03002 03371 000400852787

INFORMAZIONI PER GLI AUTORI REGOLE PER LA COMPOSIZIONE DEI TESTI

Foglio formato A4. Spazio riservato al testo rettangolo di 13x18 cm. Impostazione margini: Superiore 5,8 cm; Inferiore 5,8 cm; Sinistro 4 cm; Destro 4 cm.

Il **titolo** deve essere scritto in **Times New Roman 12 punti**

Il **testo** deve essere scritto in **Times New Roman 11 punti**

Interlinea singola o 0,5 cm o 12 punti

Rientro prima riga (**capoverso**) **0,5 cm**

La numerazione delle pagine deve essere fatta fuori del rettangolo 13x18.

Testo, note, riferimenti bibliografici e appendici in Times New Roman 10 punti

Interlinea delle note e dei riferimenti bibliografici 10 punti.

PRIMA PAGINA

Nella prima pagina va indicato il titolo del lavoro (massimo 3 righe) lasciando una linea bianca, in carattere Times New Roman 12 punti, tutto maiuscolo, in grassetto centrato.

Il Nome e Cognome dell'autore va scritto in carattere Times New Roman 11 punti (come il testo), sotto il titolo lasciando una linea bianca, maiuscolo e centrato.

Il testo deve iniziare a cm 5 dalla prima riga del rettangolo di cm 13x18 e deve essere **giustificato**.

PARAGRAFI

I paragrafi devono essere numerati progressivamente con numeri arabi seguiti dal punto e dal titolo. Sia il numero, sia il titolo devono essere in grassetto e allineati a sinistra. Esempio:

1. Introduzione

2. Metodi statistici

I sottoparagrafi devono essere numerati progressivamente all'interno del paragrafo, sempre in numeri arabi e il titolo in corsivo. Analogamente al paragrafo vanno allineati a sinistra. Esempio:

3.1 Descrizioni dati

3.2 Strategie di modellazione

Sia i paragrafi, che i sottoparagrafi devono essere preceduti da due linee bianche e seguiti da una linea bianca; dopo il paragrafo (sotto-paragrafo) si inizia con un rientro (capoverso). Per le ulteriori numerazioni si procede in modo analogo.

FORMULE

Le formule devono essere numerate progressivamente con numeri arabi tra parentesi. Il numero deve essere allineato a destra. Il richiamo avviene nel testo tramite il numero della formula. Esempio: "...come espresso nella (7)..."

NOTE

Le note al testo devono essere numerate consecutivamente, ridotte al minimo, e riportate a piè di pagina. Il numero della nota nel testo va scritto in esponente con carattere più piccolo. Esempio: "...come affermato¹..."

TABELLE

Le tabelle devono essere numerate consecutivamente con numeri arabi. Le tabelle devono essere contenute nel formato 13x18 cm, usando anche caratteri più piccoli. L'intestazione inizia con **Tabella n** (in grassetto) allineata a sinistra e il titolo è separato da un trattino e scritto in corsivo. Esempio:

Tabella 2 – *Stranieri residenti in Italia nei censimenti del 1991 e del 2001.*

FIGURE E GRAFICI

Le figure devono essere numerate consecutivamente con numeri arabi. Le figure e i grafici devono essere stampati in **bianco nero e non a colori**. L'intestazione inizia con **Figura n** (in grassetto) allineata a sinistra e il titolo è separato da un trattino e scritto in corsivo. Esempio:

Figura 1 – *Funzione integrata di rischio per maschi e femmine.*

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

Le citazioni bibliografiche nel testo si effettuano con il nome dell'autore o degli autori e l'anno. Esempio: Cicchitelli, Herzel e Montanari (1992), oppure (Cicchitelli, Herzel, Montanari, 1992).

Dopo le conclusioni seguono i Riferimenti bibliografici (in grassetto) e allineato a sinistra. I riferimenti devono essere in ordine alfabetico come segue: il cognome precede il nome puntato e l'anno di pubblicazione. Il titolo del lavoro deve essere scritto in corsivo. Esempio:

Riferimenti bibliografici

Barr S.R. e Tuner J.S. 1990. *Qualità Issues and Evidence Statistical File*. In: Lieping G.E. e Uppuluri V.R.R. (eds), *Data Quality Control. Theory and Pragmatics*, pp 245-313, Marcel Dekker, New York.

Cicchitelli G., Herzel A. e Montanari G.E. 1992. *Il campionamento statistico*. Il Mulino, Bologna.

Trivellato U. 1990. *Modelli di comportamento e problemi di misura nelle scienze sociali: alcune riflessioni*, Atti della XXXV Riunione Scientifica della S.I.S., vol. 1, pp 11-31, Cedam, Padova.

APPENDICI

Dopo i riferimenti bibliografici seguono le appendici (lasciare soltanto due righe bianche dai riferimenti bibliografici) che devono essere numerate con numeri arabi. L'intestazione inizia con Appendice n (in grassetto) allineata a sinistra e il titolo è separato da un trattino e scritto in corsivo. Esempio:

Appendice 1 – *Eventuale titolo*

Appendice 2 – *Eventuale titolo*

SUMMARY

In fondo al testo segue il riassunto in inglese (summary) che deve essere contenuto in 1 pagina del formato 13x18 cm. Il titolo, in carattere 11 punti, deve essere scritto minuscolo, in grassetto e centrato.

TITOLI ACCADEMICI E ALTRO

Indicare in fondo al testo i titoli accademici o altro al momento della presentazione del testo.

Consigli utili:

- per evitare inutili sprechi nell'impaginazione definitiva del volume della rivista non inserire pagine o spazi bianchi;
- usare il carattere **grassetto neretto** con parsimonia;
- evitare il più possibile le maiuscole, nelle sigle di enti o altro usare il carattere MAIUSCOLETTO;
- per le parole straniere inserite nel testo usare il carattere corsivo;
- usare le virgolette soltanto quando si riportano brani originali;
- per gli elenchi puntati, i sottoelenchi ecc. non inserire il rientro del capoverso (0,5 cm), usare eventualmente i diversi tipi di elenchi numerati messi a disposizione dal programma;
- nella riquadratura delle tabelle inserire semplicemente quei bordi orizzontali ($\frac{1}{4}$ pt) che servono per una migliore lettura della tabella ed evitare i bordi verticali e troppo marcati;
- inserire tabelle, grafici e immagini dopo il punto di fine capoverso;
- spostare in fondo al testo tabelle, grafici e immagini che non rientrano nel formato e necessitano quindi di una riduzione fotografica, segnalando l'inserimento a tutta pagina nel testo.

INVIARE IL TESTO IN LINGUAGGIO WORD PER WINDOWS ALL'INDIRIZZO E-MAIL DI VOLTA IN VOLTA INDICATO

Esempio: lasciare una linea bianca

**STUDI EMPIRICI SULLE PICCOLE
E MEDIE IMPRESE ITALIANE**

Mario Rossi

Prima riga del testo (a cm 5 del formato 13x18)

SOCIETÀ E RIVISTA ADERENTI AL SISTEMA ISDS
ISSN ASSEGNATO: 0035-6832

Direttore Responsabile: Prof. ENRICO DEL COLLE

Iscrizione della Rivista al Tribunale di Roma del 5 dicembre 1950 N. 1864



Associazione all'Unione Stampa Periodica Italiana

TRIMESTRALE

Spedizione in abbonamento postale art. 2 comma 20/c legge 662/96 - Filiale di Roma

La copertina è stata realizzata da Pardini, Apostoli, Maggi p.a.m.@tin.it - Roma