

VOLUME LXV – N. 1

GENNAIO-MARZO 2011

**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 del cognome dell'Autore o del primo degli Autori, una selezione effettuata in sede di referaggio, delle comunicazioni libere dei Soci presentate in occasione della XLVII Riunione Scientifica della Società Italiana di Economia, Demografia e Statistica tenutasi a Milano dal 27 al 29 maggio 2010, sul tema "Un mondo in movimento: approccio multidisciplinare ai fenomeni migratori". La Riunione Scientifica è stata organizzata in collaborazione con l'Università degli Studi di Milano-Bicocca.

Enrico Del Colle

INDICE

Anna Maria Altavilla, Angelo Mazza, Antonio Punzo, <i>Alternative variants of the heligman-pollard model</i>	5
Giovanni Ancona, Raffaella Patimo, <i>Note sulla convergenza istituzionale e macroeconomica dei paesi dei balcani occidentali</i>	13
Vincenzo Asero, Rosario D'Agata, Venera Tomaselli, <i>Analisi di segmentazione del mercato turistico: motivazioni esclusive e concorrenti</i>	21
Giuseppe Avena, Santina Pilato, <i>Il fenomeno del bullismo presso le strutture scolastiche nel contesto territoriale della Provincia di Messina</i> ..	29
Luigi Bollani, Luca Bottacin, <i>La "Dis-integrazione" di Rosarno. Il racconto dei quotidiani tra immagini, stereotipi e situazioni concrete</i>	37
Federica Borzillo, Abdeljaouad Ezzrari, Roberta Pace, <i>Analisi della povertà multidimensionale in due paesi del mediterraneo</i>	45
Claudio Ceccarelli, Giovanni Maria Giorgi, Alessio Guandalini, <i>Varianza dello stimatore calibrato in presenza di informazioni ausiliarie campionarie</i>	53
Martina Celidoni, Isabella Procidano, Luca Salmasi, <i>Multidimensional poverty across europe</i>	61
Paolo Consolini, Clodia Delle Fratte, <i>La condizione di vita degli anziani in Italia</i>	69

Andrea Cutillo, Marco Centra, Valentina Gualtieri, <i>L'effetto della scelta tra lavoro dipendente e indipendente sul processo di generazione dei redditi</i>	77
Giuseppe De Bartolo, Angela Coscarelli, <i>Trasformazione della famiglia italiana ed implicazioni sui servizi territoriali</i>	85
Angelo Dell'Atti, Giuseppe Gabrielli, <i>Bassa fecondità e "forti" legami familiari: il caso dell'Italia e della Corea del Sud</i>	93
Pietro Iaquina, Francesca Di Lazzaro, <i>Gravidanze adolescenziali: aspetti socio-demografici</i>	101
Pietro Iaquina, Roberta Saladino, <i>Demografia della forza lavoro</i>	109
Letizia La Tona, Angela Alibrandi, Massimiliano Giacalone, <i>Uno studio statistico sul fenomeno della scarsa propensione all'iscrizione in facoltà scientifiche nel territorio messinese</i>	117
Antonio Lucadamo, Giovanni Portoso, <i>Valori soglia dell'indice EN per la scelta della distribuzione normale o esponenziale nella qualificazione indiretta</i>	125
Raffaella Patimo, Antonella Biscione, <i>Una valutazione sul grado di Pro-Poeness della crescita in Albania</i>	133
Giovanni Portoso, Antonio Lucadamo, <i>Disaggregazione dei numeri indice foi: rilievi ed osservazioni</i>	141
Domenica Quartuccio, Isabella Siciliani, <i>Analisi comparativa europea della mobilità dei redditi: evidenze dai dati Eu-Silc</i>	149
Silio Rigatti Luchini, Isabella Procidano, Margherita Gerolimetto, <i>L'attendibilità dei dati del censimento asburgico del 1857 nel Veneto</i>	157
Angela Silvestrini, Patrizia Grossi, <i>Senza tetto e senza fissa dimora nelle anagrafi italiane</i>	165
Manuela Stranges, Andrea Filella, <i>Donne e lavoro qualificato in Italia</i>	173

ALTERNATIVE VARIANTS OF THE HELIGMAN-POLLARD MODEL

Anna Maria Altavilla, Angelo Mazza, Antonio Punzo

1. Introduction

In demographic analysis and actuarial practice, the use of crude age-specific mortality rates \hat{q}_x is often deemed as not appropriate since the observed-data pattern may be intended as a single realization of a stochastic process.

To cope with this issue, several graduation techniques have been proposed in literature, based on the assumption that if the number of individuals in the group on whose experience data are based were considerably larger, then the set of observed indicators would display a much more regular progression with age (Copas and Haberman, 1983).

In detail, the relation between the crude rates \hat{q}_x and the true but unknown mortality rates q_x may be summarized as

$$q_x = \hat{q}_x + \varepsilon_x ,$$

where ε_x denotes noise due to random variation, age misstatement, etc.. Such random fluctuations are usually more evident when small area datasets are investigated or at ages in which mortality is itself rarer.

In order to capture the underlying mortality pattern q_x from the crude rates, a graduation function

$$\hat{q}_1^x = m(\hat{q}_1^x)$$

is used; $m(\cdot)$ aims at smoothing out irregularities ε_x in crude mortality rates \hat{q}_x .

In analogy with the usual statistical modelling, the $m(\cdot)$ function can be specified parametrically (see, e.g. Debòn *et al.*, 2005) or nonparametrically (see, e.g. Debòn *et al.*, 2006). In the following, we will address a specific class of parametric models often employed by demographers, in which the function q_x is described as

$$q_x = q_x^I + q_x^D + q_x^S, \quad x > 0, \quad (1)$$

where q_x^i measures infant mortality, q_x^s represents senescent mortality and q_x^a reflects accidental mortality, which is additional mortality not described by the other two terms, such as accident mortality and maternal mortality.

Following this approach, we will propose three variations of the nine-parameters model

$$q_x = A^{(x+B)^C} + D e^{-E\left(\frac{\ln x}{F}\right)^2} + \frac{GH^{xK}}{1 + GH^{xK}} \quad (2)$$

proposed in Heligman and Pollard (1980, p.60); in the same paper, the mathematical aspects and demographical interpretation of parameters are also discussed.

The models proposed will be fitted to the male and female Australian national mortality datasets for the periods 1946-48, 1960-62 and 1970-72, as in Heligman and Pollard (1980), and to the merged-gender mortality table of the Valencia Region for the three-year period 1999–2001 (see Debòn *et al.*, 2005, 2006, and Mazza and Punzo, 2011, for details on these data).

According to the leading literature, parameters will be estimated by least squares, using the Levenberg-Marquardt algorithm (Marquardt, 1963) to minimize the quantity

$$S^2 = \sum_x \left(\frac{q_x}{\hat{q}_x} - 1 \right)^2$$

where, naturally, the summation runs across all the observed ages. The library *minpack* within the R environment has been used to perform these estimates.

2. Alternative graduation models

Our first proposal consists in using a logistic function to modelize q_x^a . Thus, model (2) becomes

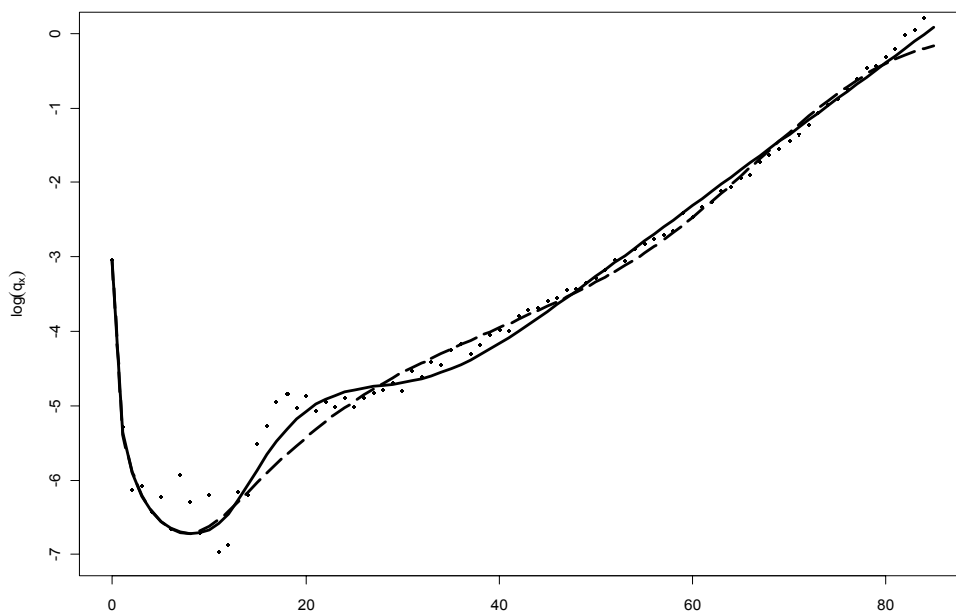
$$q_x = A^{(x+B)^C} + D e^{-E\left(\frac{\ln x}{F}\right)^2} + G \frac{e^{K(x-H)}}{1 + e^{K(x-H)}} \quad (1)$$

The number of parameters in (3) remains unchanged with respect to model (2) and so does the meaning of the first two components. As regards the third component, H represents the age (not necessarily belonging to the adopted age range) at which

q_x^E changes concavity, K is a parameter governing the steepness of q_x^E at age H , and G is the value of $\frac{q_x^E}{P_x^E}$ in H .

For all of the Australian mortality datasets, rates graduated by (3) are almost identical to those obtained by model (2) and so are the reported S^E scores (see Table 1). Mortality rates for the Valencian dataset, graduated using both models, are displayed in Figure 1; model (3) seems to adapt better than model (2) at older ages. But there is also an improvement at those ages that more feel the effects of accidental mortality; this is due to the additive nature of (1). The better fit of (3) over (2) is confirmed by a 26% lower S^E score.

Figure 1 – Graduation of mortality data for the Valencia Region (1999-2001) using model (3) (solid line) and model (2) (broken line). The observed q_x values are indicated by dots.



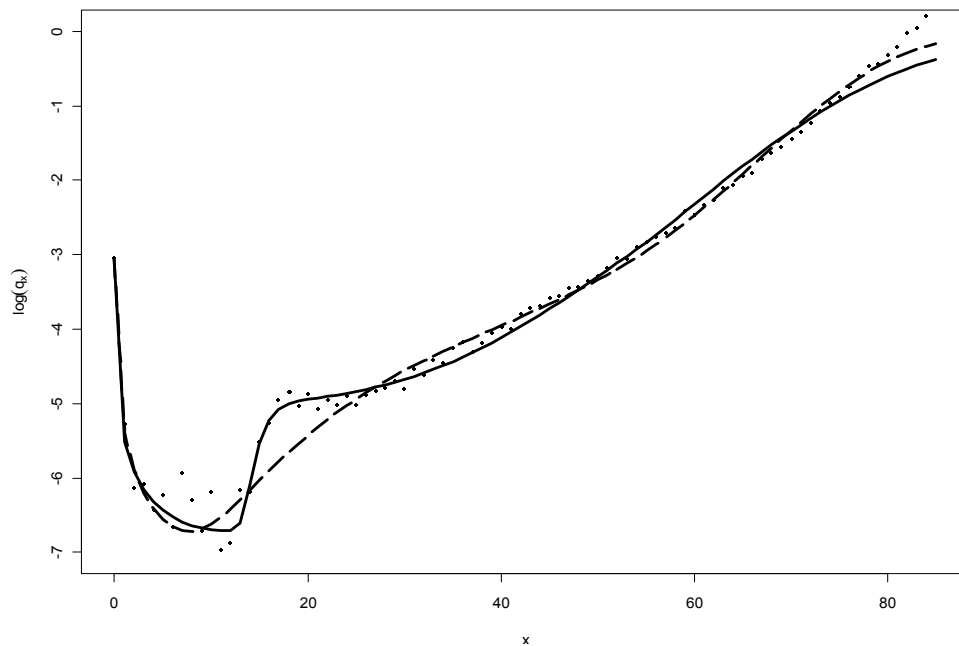
Our second model is an “augmented” version of model (2); it contains a new parameter R that controls the peakness of the second component and so provides further flexibility in fitting the accidental bump

$$q_x = A^{(x+B)^C} + D e^{-E \left[\left(\frac{\ln x}{F} \right)^2 \right]^R} + \frac{GHx^K}{1 + GHx^K} \quad (4)$$

Being model (4) identical to model (2), except for the R parameter that has been added to the second component, it is clear that, by construction, it cannot perform worse; but how better can it do at the cost of one more parameter? As it can be seen from Table 1, for the Australian datasets the S^2 scores are almost always just below those of model (2).

However, more substantial is the improvement in the fit of the Valencia Region dataset, with S^2 scores almost 30% lower. As it can be seen in Figure 2, model (4) outperforms model (2) in the accidental bump region, although it loses something by underestimating death at older ages.

Figure 2 – Graduation of mortality data for the Valencia region (1999-2001) using model (4) (solid line) and model (2) (broken line). The observed q_x values are indicated by dots.



The last model we propose takes the q_x^G component of (4) and the q_x^M component of (3)

$$q_x = A(x+B)^C + D e^{-E \left[\left(\frac{\ln x}{F} \right)^R \right]} + G \frac{e^{K(x-H)}}{1 + e^{K(x-H)}} \quad (5)$$

Australian datasets graduated with (5) are still practically identical to those obtained with the other models. But it is for the Valencia Region dataset that this model leaves behind all others, scoring an S^2 that is 60% less than model (2). As it can be seen from Figure 3, model (5) fits better than model (2) both over the accidental bump and at older ages.

Figure 3 – Graduation of mortality data for the Valencia Region (1999-2001) using model (5) (solid line) and model (2) (broken line). The observed q_x values are indicated by dots.

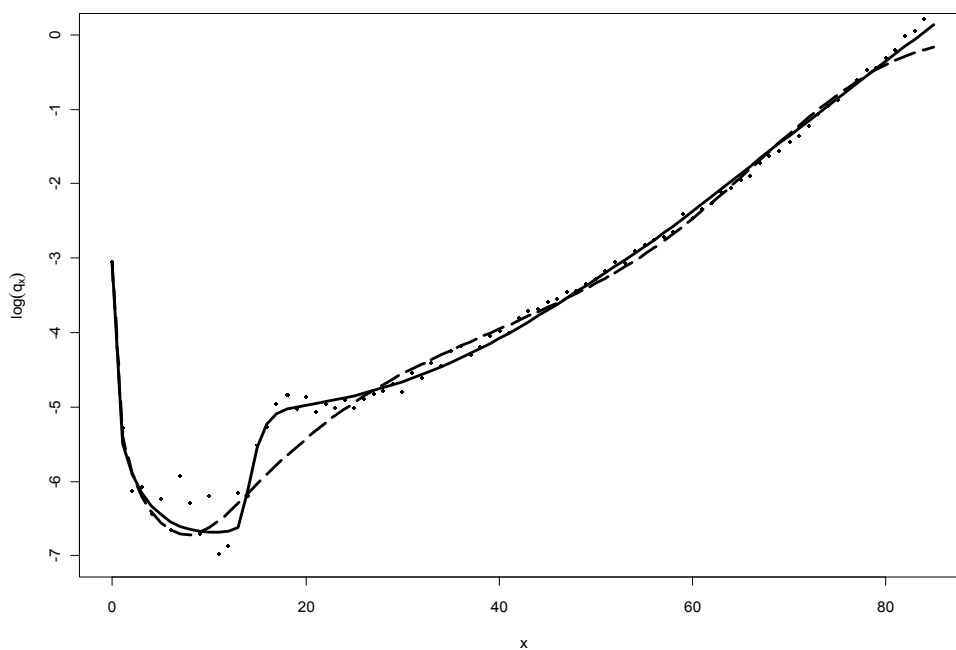


Table 1 – Graduation parameters for the male and female Australian national mortality data for the periods 1946-48, 1960-62 and 1970-72 (Heligman and Pollard, 1980) and for the Valencia Region, merged gender, mortality dataset for the period 1999–2001, (Debòn et al., 2005, 2006).

Dataset	Model	S^2	A	B	C	D	E	F	G	H	K	R
Austr. F. 1946-48	(2)	0,451	0,003	0,077	0,171	0,001	3,44	31,658	0,00021	1,015	1,371	
Austr. F. 1960-62	(2)	0,457	0,002	0,071	0,166	0,000	22,59	19,173	0,00013	1,022	1,303	
Austr. F. 1970-72	(2)	0,508	0,001	0,049	0,148	0,000	24,07	18,255	0,00009	1,037	1,196	
Austr.M. 1946-48	(2)	0,287	0,003	0,015	0,117	0,001	7,47	20,703	0,00002	1,326	0,787	
Austr.M. 1960-62	(2)	0,371	0,002	0,007	0,103	0,001	10,68	20,800	0,00002	1,319	0,795	
Austr.M. 1970-72	(2)	0,441	0,002	0,007	0,100	0,002	15,19	20,134	0,00001	1,352	0,782	
Austr. F. 1946-48	(3)	0,457	0,003	0,034	0,134	0,001	1,76	38,210	49,590400	143,140	0,099	
Austr. F. 1960-62	(3)	0,552	0,002	0,033	0,133	0,000	11,81	19,857	124,964000	158,045	0,095	
Austr. F. 1970-72	(3)	0,509	0,001	0,029	0,128	0,000	18,72	18,448	110,80100	157,730	0,094	
Austr.M. 1946-48	(3)	0,301	0,003	0,020	0,125	0,001	8,67	20,415	0,55960	93,350	0,096	
Austr.M. 1960-62	(3)	0,356	0,002	0,011	0,113	0,001	11,82	20,663	0,44089	90,135	0,099	
Austr.M. 1970-72	(3)	0,414	0,002	0,010	0,110	0,002	16,33	20,058	0,40693	88,119	0,103	
Austr. F. 1946-48	(4)	0,413	0,003	0,089	0,180	0,001	4,77	36,320	0,00027	1,010	1,464	1,926
Austr. F. 1960-62	(4)	0,417	0,002	0,073	0,168	0,000	5087,68	18,978	0,00013	1,021	1,313	2,889
Austr. F. 1970-72	(4)	0,505	0,001	0,049	0,149	0,000	18,88	18,242	0,00009	1,037	1,195	0,900
Austr.M. 1946-48	(4)	0,287	0,003	0,015	0,117	0,001	7,94	20,710	0,00002	1,326	0,787	1,035
Austr.M. 1960-62	(4)	0,370	0,002	0,007	0,104	0,001	9,36	20,765	0,00002	1,321	0,793	0,928
Austr.M. 1970-72	(4)	0,439	0,002	0,007	0,101	0,002	13,27	20,132	0,00001	1,366	0,776	0,936
Austr. F. 1946-48	(5)	0,453	0,003	0,030	0,129	0,001	1,49	42,366	4,12963	117,292	0,100	1,187
Austr. F. 1960-62	(5)	0,552	0,002	0,032	0,132	0,000	13,95	19,839	126,49100	158,223	0,095	1,066
Austr. F. 1970-72	(5)	0,506	0,001	0,030	0,129	0,000	14,92	18,415	94,78020	156,073	0,094	0,892
Austr.M. 1946-48	(5)	0,300	0,003	0,020	0,125	0,001	9,55	20,424	0,56119	93,393	0,095	1,053
Austr.M. 1960-62	(5)	0,355	0,002	0,011	0,114	0,001	10,69	20,639	0,44044	90,119	0,099	0,947
Austr.M. 1970-72	(5)	0,413	0,002	0,011	0,110	0,002	15,24	20,055	0,40571	88,074	0,103	0,967
Valencia Region	(2)	3,747	0,004	0,019	0,146	0,032	0,76	111,631	0,00036	1,005	1,716	
Valencia Region	(3)	2,742	0,004	0,027	0,159	0,005	6,03	23,945	90,38830	130,853	0,096	
Valencia Region	(4)	2,653	0,004	0,004	0,109	0,005	28,37	28,593	0,00019	1,067	1,119	4,156
Valencia Region	(5)	1,476	0,004	0,006	0,116	0,005	41,12	28,794	13,38870	107,869	0,104	4,789

3. Conclusive remarks

In this paper we have proposed three models alternative to the classical nine-parameters Heligman-Pollard model expressed in (2). Of these, models (4) and (5) achieve a better fit over the “accidental bump” region at the cost of adding one more parameter to the second component. Models (3) and (5), in order to gain more flexibility at older ages, employ, as third component, a logistic function with the same number of parameters used by the exponential form in the classical model.

We test-drove our models with the original Australian datasets used by Heligman and Pollard, and with mortality data from the Valencia Region for the three-year period 1999–2001. When graduating Australian data, our models showed a moderate improvement over the Heligman-Pollard model, to which it already adapted fairly well. On the other side, on the Valencia Region dataset, our models were able to achieve a much better fit, with an up to 60% decrease in S^2 score over the Heligman-Pollard model.

In conclusion we believe that the proposed models are a valuable option when there is the need of more flexibility to model death rates at the accidental bump or at older ages.

4. References

- DEBÓN A., MONTES F. and SALA R., 2005. *A comparison of parametric models for mortality graduation. Application to mortality data for the Valencia region (Spain)*, Statistics and Operations Research Transactions, 29(2), 269–288.
- DEBÓN A., MONTES F. and SALA R., 2006. *A comparison of nonparametric methods in the graduation of mortality: Application to data from the Valencia region (Spain)*, International Statistical Review, 74(2), 215–233.
- COPAS J.B. and HABERMAN S., 1983. *Non-parametric graduation using kernel methods*, Journal of the Institute of Actuaries, 110, 135–156.
- HELIGMAN L., and POLLARD J.H., 1980. *The age pattern of mortality*, Journal of the Institute of Actuaries, Part 1, 107(434), 49-80.
- MARQUARDT D.W., 1963. *An Algorithm for Least-Squares Estimation of Nonlinear Parameters*, SIAM Journal on Applied Mathematics, 11(2), 431–441.
- MAZZA A. and PUNZO A., 2011. *Discrete Beta Kernel Graduation of Age-Specific Demographic Indicators*. In: Ingrassia S., Rocci R. and Vichi M. (Eds), *New Perspectives in Statistical Modeling and Data Analysis*, Springer-Verlag, In Press.
- PRESTON S., HEUVELINE P. and GUILLOT M., 2001. *Demography: Measuring and modeling population processes*. Blackwell, Oxford.

SUMMARY

This paper proposes three models alternative to the classical three-component, nine-parameters, Heligman-Pollard model. These new models are tested with the original Australian datasets used by Heligman and Pollard, and with mortality data from the Valencia Region for the three-year period 1999–2001. When graduating Australian data, the proposed models do not show a strong improvement over the classical model, to which it already adapted fairly well. On the other side, on the Valencia Region dataset, the new models are able to achieve a much better fit, with an up to 60% decrease in the adopted goodness-of-fit score over the Heligman-Pollard model.

Two of the models proposed achieve a better fit over the “accidental bump” region at the cost of adding one more parameter to the second component. Moreover, in order to gain more flexibility in modeling mortality at older ages, two models employ, as third component, a logistic function with the same number of parameters used by the exponential form in the Heligman-Pollard model.

In conclusion we believe that the proposed models may offer a valuable alternative to the classical Heligman-Pollard model, especially when there is the need of more flexibility to model death rates at the accidental bump or at older ages.

Anna Maria ALTAVILLA, Ordinario di Demografia, Università di Catania.

Angelo MAZZA, Ricamatore di Statistica, Università di Catania.

Antonio PUNZO, Assegnista di Ricerca in Statistica, Università di Catania.

NOTE SULLA CONVERGENZA ISTITUZIONALE E MACROECONOMICA DEI PAESI DEI BALCANI OCCIDENTALI

Giovanni Ancona, Raffaella Patimo[♦]

1. Premessa

L'Unione Europea (UE), così come è composta oggi, presenta geograficamente due *enclaves* capaci di interrompere il suo *continuum* territoriale. La prima delle due durerà presumibilmente in eterno, poiché la Confederazione elvetica è da sempre un utile punto franco della politica e della finanza internazionale; la seconda è l'insieme degli Stati dei Balcani occidentali, caratterizzati in passato da rapporti reciproci con profonde conflittualità non del tutto sopite ed accomunati oggi dall'aver posto in essere percorsi utili per il loro ingresso nell'UE.

I percorsi di ingresso nell'UE dei Paesi dei Balcani occidentali hanno essenzialmente il carattere delle scelte di politica economica istituzionale. Come si nota nel secondo e nel terzo paragrafo di questo lavoro, i percorsi di convergenza istituzionale non sono però tutti al medesimo punto. Tuttavia, essi hanno tutti una caratteristica comune: sono i Paesi balcanici che, affrontando un processo di modificazione delle proprie istituzioni, convergono (sul piano istituzionale) verso l'Unione Europea. Ciò avviene in un periodo nel quale la letteratura economica contiene ripetuti segnali relativi all'aggravarsi delle distanze economiche tra Paesi. Ove tale tendenza evolutiva dovesse riguardare anche le distanze tra i Paesi dei Balcani occidentali e l'Europa, allora essa sarebbe in evidente contrasto non solo con le aspettative delle popolazioni di quei Paesi, ma con le ragioni stesse delle politiche di adesione che essi hanno posto in essere.

Per queste ragioni nei paragrafi quarto e quinto di questo scritto verrà posto in essere un tentativo di verifica degli spazi di convergenza attualmente e prospettivamente esistenti nelle dinamiche del PIL pro capite delle economie dei Paesi dei Balcani occidentali. Termine di paragone delle dinamiche macroeconomiche in corso in quei Paesi sarà, in questo lavoro, la dinamica del Pil pro capite a PPP dei Paesi mediterranei confinanti con gli Stati balcanici che aspirano all'ingresso nell'UE: Italia, Grecia e Slovenia.

[♦] Pur essendo il lavoro frutto di comune riflessione a R. Patimo vanno attribuiti i paragrafi 3 e 5 mentre a G. Ancona vanno attribuiti i paragrafi 2 e 4. Premessa e conclusioni sono comuni ad entrambi.

2. Il principio di *condizionalità europea*: la convergenza istituzionale come passo obbligato del percorso di adesione all'UE

In un'epoca di crescita globalizzata, l'entità del ravvicinamento tra Paesi e le modalità con cui si espleta sono di fondamentale interesse. La recente *performance* internazionale mostra come i tassi di crescita non solo divergono tra Paesi, ma anche come i risultati in termini di disuguaglianze di reddito tra Paesi e nei Paesi possano qualificare la convergenza in termini di maggiore o minore desiderabilità. L'area dei Balcani non si sottrae all'attenzione degli analisti e degli studiosi. Sulla scorta di quanto attuato per i primi Paesi aderenti alla Comunità Economica Europea nel secondo dopoguerra – e di quanto attuato per l'allargamento dei Paesi dell'Europa Centro-Orientale – l'UE ispira e sostiene la conversione delle economie balcaniche verso un'economia pacifica e di mercato attraverso il Processo di Stabilizzazione e Associazione (PSA). In modo per certi versi a volte dissimile da quanto messo in atto con l'allargamento ad Est (2004 e 2007), in questa nuova strategia di allargamento il ruolo delle istituzioni dei singoli Paesi diventa fondamentale nel gestire tempi e modi della transizione, nonché il coordinamento tra stabilizzazione interna e progressiva associazione all'UE. D'altro canto, la crisi globale internazionale rischia di rallentare gli sforzi messi in atto sia dall'UE che dai Balcani per il raggiungimento di una prosperità economica.

In quest'ottica, l'analisi delle recenti evoluzioni istituzionali e macroeconomiche dei Paesi dei Balcani nella convergenza degli stessi verso i Paesi dell'Unione Europea contribuisce sia al dibattito scientifico sulle misurazioni e sulla opportunità della convergenza che a quello politico sugli effetti della cosiddetta "condizionalità europea" sul benessere della regione e della UE in prospettiva di un nuovo allargamento.

L'idea di fondo di questa ricerca è di evidenziare i percorsi di sviluppo, sia in termini di adattamento istituzionale che in termini di dinamica di crescita in termini reali, per verificare se la convergenza istituzionale, passo obbligato del percorso di adesione all'UE, generi convergenza dei livelli di vita e dei ritmi di sviluppo.

3. Lo stato della convergenza istituzionale ed economica in atto

Per dipingere lo stato attuale della convergenza istituzionale sono stati analizzati i documenti ufficiali che i singoli Paesi devono produrre ogni anno, in cooperazione con la Commissione Europea, per una valutazione congiunta dei progressi compiuti nell'ambito del PSA: i Progress Reports, appunto, in

combinazione con il documento della CE *Strategia di allargamento e sfide principali per il periodo 2009-2010*¹.

Si è tentato di valutare separatamente le variabili istituzionali e quelle macroeconomiche, senza arrivare alla costruzione di un indice composto per motivi di opportunità, e senza dimenticare lo stretto legame esistente tra le due categorie di variabili, che anzi è proprio alla base dell'ipotesi di ricerca.

Dall'analisi effettuata, si evince che, ad oggi, lo stato di candidato potenziale o Paese ufficialmente candidato non produce uno stacco netto sull'evoluzione dei progressi delle istituzioni dei Balcani. La firma, o anche l'entrata in vigore dell'Accordo di Stabilizzazione ed Associazione, non ha apportato significativi differenziali nei progressi verso le priorità istituzionali del PSA. Inoltre, si registrano buoni progressi per la Bosnia-Herzegovina e la Serbia in alcune priorità pur non essendo entrato in vigore l'accordo. D'altro canto, l'UE ha consentito l'esenzione dal visto per Serbia Macedonia e Montenegro anche in virtù di miglioramenti ottenuti in diversi aspetti istituzionali. Rimangono alcuni problemi interni alla regione balcanica (riguardanti essenzialmente questioni su confini e denominazione geografica), ma sono le questioni principali ad essere ancora deficitarie. La Commissione, attraverso i Report, sottolinea l'importanza e l'urgenza della soluzione a problemi fondamentali quali la riforma e l'indipendenza del potere giudiziario da un lato, e la corruzione, *condicio sine qua non* per il buon funzionamento delle istituzioni ed il corretto funzionamento di un'economia di mercato, dall'altro. La cooperazione interregionale tra i Balcani è formalmente iniziata anche se, in vista di un'area di libero scambio regionale, essa non potrà avanzare se non successivamente ad un irrobustimento delle attività produttive prima ancora che commerciali.

Dall'analisi sulla convergenza macroeconomica si possono evidenziare gli sforzi compiuti dai Paesi per mantenere i *fundamentals* nei parametri comuni ai membri dell'UE, pur se con esiti diversi. Anche in questo caso, non possono essere annotate delle differenze degne di nota tra i Paesi candidati e i Paesi potenziali candidati. L'inflazione sembra essere un problema comune tranne che per Albania e Bosnia-Herzegovina. Il rapporto deficit/PIL appare sotto controllo, anche se, a causa di aumentate spese pubbliche infrastrutturali dell'ultimo anno, proprio Albania e Bosnia-Herzegovina hanno superato la soglia. Come prevedibile, il rapporto Debito/PIL non costituisce un problema e si può ipotizzare che i criteri per il processo di associazione potranno costituire un utile limite alla sua crescita. I progressi nelle quattro libertà fondamentali per l'adesione ad un mercato comune

¹ Comunicazione della Commissione al Parlamento Europeo e al Consiglio, COM(2009) 533 definitivo.

sono ancora limitati, anche se segnali positivi vengono dalla libertà di stabilimento nei Paesi balcanici, utile per l'insediamento di imprese e stabilimenti dai Paesi UE.

Gli indicatori del mercato del lavoro sono ancora insoddisfacenti ma consentono aspettative positive per il futuro se è vero che la base occupazionale ha ancora ampie possibilità di crescita. Questo ci porta anche a riflettere sulla bontà dell'indicatore PIL pc come antenna sulla crescita: se rapportassimo invece il PIL prodotto per lavoratore occupato potremmo avere una misura della produttività che lascia adito ad aspettative di crescita ancora migliori rispetto a quelle stimate nei paragrafi successivi. Ma, nel mezzo di una crisi internazionale, preferiamo essere cauti pur considerando l'idea di uno studio successivo che tenga conto di questi aspetti.

4. Le ragioni per una contestuale convergenza economica ed istituzionale

Come ricordato in premessa, la letteratura economica dell'ultimo decennio contiene ripetuti segnali dell'aggravarsi dei divari, misurati attraverso il Pil pc a parità di potere d'acquisto (Daniele, 2010). Come più volte ricordato dalla letteratura sull'argomento, il punto dolente di tale tendenza evolutiva è nel fatto che essa appare in evidente contrasto con quanto indicato dai sostenitori dell'utilità generale del processo apertura progressiva di tutte le economie agli scambi internazionali (globalizzazione) e quindi con il riequilibrio tendenziale tra le diverse economie. Il riequilibrio tra economie dovrebbe, com'è noto, realizzarsi progressivamente come effetto del processo di riduzione ed eliminazione degli ostacoli alle relazioni economiche internazionali del rafforzamento delle libertà di movimento sia delle merci che dei fattori produttivi capitale e lavoro (Barro e Sala-i-Martin, 1992). Se tale tendenza evolutiva dovesse riguardare anche le distanze tra i Paesi dei Balcani occidentali e l'Europa allora essa sarebbe in evidente contrasto sia con le aspettative delle popolazioni di quei Paesi, sia con le ragioni stesse delle politiche di adesione che quei Paesi hanno posto in essere oltre che essere un ulteriore elemento di disillusione sull'ottimismo economico imperante.

Se, invece, le tendenze in atto dovessero evidenziare una "ragionevole" convergenza tra le economie dei Balcani occidentali e le economie dei Paesi mediterranei confinanti (Italia, Grecia e Slovenia) allora, dal nostro punto di vista, non solo si sarebbe individuata una "isola felice" ma si sarebbe soprattutto in presenza di un segnale forte della validità, per gli Stati balcanici, del percorso da essi intrapreso.

In generale, intendiamo per *convergenza tra economie* la riduzione della distanza relativa nei livelli di vita misurati attraverso il reddito medio *pro capite* (PIL per abitante a parità di potere d'acquisto). Se i sistemi economici sono due, allora la distanza relativa tra le due economie si misura attraverso il rapporto tra i

rispettivi PIL per abitante: se tale rapporto tende a diminuire allora esiste convergenza². Quando, invece, i Paesi sono più di due si ricorre ad opportuni indicatori statistici del grado di dispersione dei valori individuali intorno alla media: se la dispersione decresce allora può dirsi esista convergenza³.

In questa analisi abbiamo utilizzato i dati sul PIL pro capite in \$ internazionali a parità di potere d'acquisto del FMI a prezzi correnti, poiché rispondono al criterio di omogeneità di rilevazione per economie così diverse, pur essendo consapevoli che in questo modo si tende a sovrastimare le entità della crescita. Tuttavia, il nostro interesse è consistito nel dare un'idea statica delle distanze tra i Paesi (per anno), e non una dinamica (in serie). Per come l'abbiamo intesa, e per come la discuteremo, l'analisi della possibile convergenza delle economie balcaniche nasconde tutte le problematiche di carattere distributivo che esistono all'interno di ciascun Paese. Vengono, cioè, ignorate in questa sede tutte le questioni relative ai problemi distributivi collegabili a squilibri interni di tipo settoriale, territoriale, funzionale e personale con la conseguenza che la (eventuale) riduzione dei divari tra Paesi derivante dal nostro approccio, è strettamente compatibile con l'aumento dei divari interni a ciascun Paese.

5. L'evidenza empirica sul processo di convergenza 2000-2007 e le linee di tendenza in atto

Nell'analisi che segue, il processo di convergenza dei Paesi non-UE dei Balcani occidentali è discusso assumendo come termine di paragone delle loro entità macroeconomiche quelle del PIL pc a PPP di Italia, Grecia e Slovenia, i tre Paesi dell'UE con i quali essi confinano⁴. I processi di trasformazione politica e sociale conseguenti la caduta del muro di Berlino ed il processo di sfaldamento della ex-Yugoslavia hanno sicuramente contribuito a far sì che la convergenza non ci fosse per anni. Tuttavia, a partire dalla comparsa del Patto di Stabilizzazione ed Associazione sottoscritto tra l'Unione europea ed i Paesi non-UE dei Balcani occidentali sembra che il processo di convergenza si sia innestato.

Giova ricordare, tuttavia, che per poter immaginare un momento finale ed unico di convergenza di una molteplicità di economie occorrerebbe quanto meno che esista una stretta correlazione inversa tra tasso di sviluppo e livello di sviluppo di partenza (Barro, 1991). Nel caso del gruppo di Paesi qui preso in considerazione,

² Esiste convergenza *beta* se l'economia più povera cresce ad un tasso maggiore del tasso di crescita dell'economia più ricca (Sala-i-Martin, 1996).

³ Questo modo di intendere la convergenza prende il nome di convergenza *sigma*. Esiste convergenza *sigma* se la deviazione standard del Pil reale tende a decrescere nel tempo.

⁴ Il termine di paragone scelto non è l'unico possibile. Il criterio di scelta è stato relativamente semplice ed ha privilegiato le relazioni di prossimità.

una correlazione di questo genere esiste ma è, purtroppo, niente affatto significativa sia per la modesta entità del regressore⁵ che per la mancanza di significatività del coefficiente di determinazione R^2 . Il processo di convergenza, sembra esistere, ma esso è sicuramente debole e pertanto non è detto sia destinato a permanere.

Infine, allo scopo di testare le prospettive a medio termine del processo di convergenza abbiamo costruito un esercizio di proiezione delle tendenze in atto (si veda la *Tab. 1*). L'esercizio realizzato è semplice e si fonda sull'ipotesi di permanenza, nell'immediato futuro (2010, 2015) dei medesimi ritmi di sviluppo che hanno caratterizzato il recente passato (2000-08). Il coefficiente di variazione ponderato diminuisce con il progredire degli anni e ciò consente di affermare che le aspettative a medio termine, nella ipotesi di mantenimento delle linee di tendenza in atto, non sono contrarie all'idea che le economie dei paesi considerati convergano per quel che riguarda i rispettivi Pil pro capite ppp.

Tabella 1 – Livello atteso del Pil pro capite PPP in ipotesi di mantenimento dei tassi di crescita attuali.

Paese	PIL pro-capite ppp 2000	PIL pro-capite ppp 2005	PIL pro-capite ppp 2010	PIL pro-capite ppp 2015
Albania	3.872	5.372	7.656	10.911
Bosnia-Herzegovina	4.363	5.942	8.41	11.901
Croazia	10.998	15.124	21.303	30.008
Macedonia (FYRM)	6.184	7.384	9.327	11.783
Montenegro
Serbia	5.695	8.337	12.493	18.72
Grecia	18.743	25.44	34.958	48.038
Italia	24.489	28.13	32.935	38.562
Slovenia	17.47	23.352	32.671	45.711
C.V.ponderato	0,38	0,34	0,32	0,30

Fonte: Elaborazioni proprie su dati FMI (2009). Dai calcoli viene escluso il Montenegro per mancanza di dati demografici. Per ovvi motivi, il confronto non avviene prima della disgregazione della Jugoslavia.

6. Conclusioni

Con riferimento al periodo 2000-2007 ed alle prospettive più immediate (2010, 2015 e 2020) la convergenza dei PIL pro capite appare confermata alla luce degli

⁵ Per ragioni di sinteticità, riportiamo solo il valore del coefficiente β (vicino allo 0) e il valore del coefficiente $R^2=0,27$

indicatori utilizzati nel precedente paragrafo 5. Tale convergenza è sicuramente un fatto nuovo rispetto ai decenni terminali del XX secolo e sembra indicare quanto meno che le modifiche istituzionali necessarie al percorso di adesione non stiano rallentando il trend ascendente delle economie balcaniche e non stiano ostacolando il processo di convergenza tra Paesi.

L'affermazione precedente non tragga in inganno accendendo speranze di annullamento in tempi brevi delle distanze tra paesi attualmente esistenti: alcuni esercizi di stima sui tempi degli eventuali *catching-up* indicano che i tempi del possibile raggiungimento non saranno brevi e che esso non sarà simultaneo.

Sull'intero processo, inoltre, pesano le incertezze derivanti dalle politiche economiche che l'UE ed i governi europei pongono in atto per fronteggiare gli effetti della crisi finanziaria internazionale, dell'attacco speculativo all'Euro, della crisi greca, della pesante manovra di bilancio posta in essere dal governo italiano, ecc. Si tratta in generale di politiche restrittive che sicuramente rallenteranno il ritmo di crescita dei Paesi europei che le hanno poste in essere, ma che altrettanto sicuramente rallenteranno il ritmo di crescita delle economie balcaniche che sono tutte molto aperte verso l'Europa. Non è al momento prevedibile se il generale rallentamento della crescita avverrà senza compromettere il processo di convergenza o generando forze centripete capaci di accentuare le distanze tra paesi.

Non bisogna dimenticare, infatti, che la convergenza dei processi di sviluppo dei Paesi che si affacciano sull'Adriatico dipende molto da decisioni e da dinamiche che sono di stretta pertinenza dell'UE e che molto potrebbe essere fatto per rendere la convergenza più veloce ed agevole. Una riconsiderazione ed un ridimensionamento della politica agricola europea, da sempre fortemente protezionistica, potrebbe, ad esempio, rendere meno grave il vincolo della bilancia dei pagamenti per le economie deboli della sponda est dell'Adriatico.

La capacità delle economie balcaniche di stabilizzare la propria crescita e di vedere la progressiva affermazione delle forze di convergenza sulle forze di divergenza dipende anche dalle dinamiche di questi comportamenti.

Riferimenti bibliografici

Ancona G., 2008, "Le economie mediterranee tra convergenza e divergenza", *Studi sull'integrazione europea*, n. 2, pp. 397-408.

Barro R. J. e Sala-i-Martin X., 1992, "Convergence", *The Journal of Political Economy*, volume 100, n. 2, pp. 223-251.

Daniele V. e Malanima P., 2008, "Divari di sviluppo e crescita nel Mediterraneo, 1950-2005", *Rivista italiana di economia, demografia e statistica*, vol. LXII nn. 2-4, pp.53-76.

El Ouardighi J., Somun R. (2008), 'Convergence and Inequality of income: the case of Western Balkan countries', *The European Journal of Comparative Economics*, Vol. 6, n. 2, pp. 207-225

- Milanovic B., 2006, «Global Income Inequality: What it is and why it Matters?», United Nation, DESA Working Paper n. 26, <http://www.un.org/esa/desa/Papers/>
- Pritchett L., 1997, «Divergence, Big Time», *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, n. 3, pp. 3-17.
- Sala-i-Martin X. (1996), 'Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence', *European Economic Review*, **40**, 1325-1352.
- Uvalić, M. (2007), L'integrazione dei Balcani nell'Unione Europea, in *L'Europa allargata, l'Est, l'Italia le politiche, l'economia, le imprese* (a cura di) Marco Fortis e Alberto Quadrio Curzio, Il Mulino.

SUMMARY

The aim of this work is the analysis of recent macroeconomic and institutional performance of the Balkan countries with a view to the enlargement of these countries towards the European Union. The idea is to highlight the paths of development, both in terms of institutional adaptation and in terms of the reduction of gaps in GDP per capita levels to ascertain if institutional convergence, a necessary step on the road towards EU membership, creates the conditions for the convergence of the living standards and the level of development. Analysing the reports that the EU regularly spread on the state of economic and institutional convergence of these countries and their main macroeconomic indicators we read a possible scenario through the lens of the current situation for the political strategies of accession of the Balkans.

Giovanni ANCONA, Professore ordinario di Politica economica, Facoltà di Scienze politiche – Dipartimento per lo studio delle Società Mediterranee – Università di Bari «Aldo Moro» – mail to: g.ancona@scienzepolitiche.uniba.it

Raffaella PATIMO, Ricercatore di Economia politica, Facoltà di Scienze politiche – Università di Bari «Aldo Moro» – Dipartimento per lo studio delle Società Mediterranee – mail to: r.patimo@scienzepolitiche.uniba.it

ANALISI DI SEGMENTAZIONE DEL MERCATO TURISTICO: MOTIVAZIONI ESCLUSIVE E CONCORRENTI

Vincenzo Asero, Rosario D'Agata, Venera Tomaselli¹

1. Introduzione

L'individuazione di segmenti di consumatori-turisti che rivolgono la loro domanda ad un territorio per soddisfare il bisogno di vacanza riveste un ruolo strategico per orientare gli operatori nell'organizzazione e nella gestione dell'offerta turistica. Tra le variabili di segmentazione giocano un ruolo rilevante le motivazioni che, insieme al reddito e alla disponibilità di tempo libero, sono considerate le determinanti della domanda turistica (Cooper *et al.*, 2002).

In relazione alle motivazioni è possibile segmentare il mercato distinguendo categorie di turisti che esprimono motivazioni prevalenti o esclusive ed altre, invece, con motivazioni concorrenti, che associano ad una certa tipologia di vacanza i caratteri di altre tipologie. Quanto più la motivazione è esclusiva, tanto più si restringe l'ampiezza dei segmenti del mercato, fino a configurare mercati di nicchia. Da queste premesse, l'obiettivo dello studio è di analizzare il comportamento di turisti, definiti rispetto a parametri socio-economici, che hanno effettuato una vacanza in Sicilia, scegliendo questa destinazione come meta *esclusivamente balneare, in parte balneare o per nulla balneare*.

2. Le motivazioni nel consumo turistico

Le motivazioni sono considerate variabili chiave per la comprensione dei processi decisionali del turista e per la previsione dei suoi comportamenti d'acquisto, nonché utilizzate come variabili di segmentazione del mercato per la definizione di tipologie di turismo (Cohen, 1972). Gli studi sulle motivazioni turistiche sono abbastanza recenti e riconducibili, in primo luogo, a Lundberg (1971), il quale individua venti differenti fattori motivazionali. Al di là dei diversi approcci teorici, tuttavia, la letteratura sulle motivazioni turistiche è soprattutto basata sulle teorie delle motivazioni che sottendono, più in generale, al comportamento del consumatore. Queste, in particolare, fanno riferimento alla

¹ Il contributo degli autori al presente lavoro è da considerarsi paritetico sotto ogni aspetto e si inserisce all'interno del progetto PRIN 2007 "Mobilità del turismo regionale *incoming*. Aspetti socio-economici dei comportamenti e delle motivazioni".

teoria dei bisogni di Maslow (1943) ed alle teorie che vedono alla base delle motivazioni dei consumatori i valori, le aspettative, come pure la ricerca ed il raggiungimento di determinati benefici. Le motivazioni turistiche possono, dunque, essere definite come caratteristiche degli individui che si riflettono sulla scelta di una destinazione. Crompton (1979) e Krippendorf (1987), così come altri studiosi, distinguono due categorie di motivazioni: i *push factors* (fattori connessi al desiderio di viaggiare e di evasione dalla vita quotidiana) ed i *pull factors* (fattori che influenzano il “dove” e il “come viaggiare”; fattori connessi alle attrattive di una destinazione, che incidono sui comportamenti adottati dal turista all’interno della destinazione stessa). Ma al di là di queste ed altre categorizzazioni, è evidente che le motivazioni che influenzano il comportamento turistico sono complesse, poiché sono molteplici i motivi che potenzialmente spingono un individuo a viaggiare, a scegliere una determinata destinazione e/o ad organizzare in un certo modo la propria vacanza. Alcune motivazioni possono essere predeterminate, mentre a volte possono non essere tra loro compatibili. Ad esse può anche essere attribuito un peso diverso, secondo l’età, il genere o le influenze sociali e culturali (Ryan, 1997).

Ai fini del nostro lavoro è importante considerare, secondo quanto affermato da Swarbrooke e Horner (1999), che un singolo motivo è raramente identificato come la sola ragione di un viaggio e che, in genere, si riscontra una combinazione di motivazioni, sebbene può trovarsi una che sia preferita alle altre. Secondo questo approccio teorico, dunque, ogni vacanza rappresenta un compromesso tra una molteplicità di fattori motivazionali, tra i quali uno può costituire la motivazione dominante. Analogamente, tuttavia, la scelta di un tipo di vacanza può assicurare a tutte le componenti motivazionali di essere almeno parzialmente soddisfatte.

3. Segmentazione del mercato e strategia d’analisi

Segmentare il mercato vuol dire suddividere in gruppi omogenei e distinti, consumatori che manifestano bisogni ed esigenze diverse, da rilevare pianificando, in primo luogo, il ricorso ad un modello di segmentazione (Brasini *et al.*, 2002). La classificazione dei modelli di segmentazione distingue modelli flessibili, a priori ed a posteriori (Arimond e Elfessi, 2001). In questo lavoro, il modello di segmentazione adottato è a posteriori, in cui i segmenti sono definiti applicando algoritmi di *clustering*. L’approfondimento tematico riguarda peculiarità e determinanti dei segmenti di mercato che è possibile delineare mediante l’osservazione di specificità connesse ai comportamenti turistici ed alla loro eventuale differenziazione su base demografica, sociale ed economica (Hsieh *et al.*, 1992). Le variabili selezionate sono relative alla caratterizzazione socio-

demografica ed alle modalità della spesa sostenuta - o della propensione di spesa sostenibile - alla ricerca sia di quali tra queste si qualificano per il loro eventuale pregnante apporto interpretativo dei comportamenti, sia della struttura delle relazioni da cui il fenomeno risulta connotato. Ai dati raccolti sono state applicate tecniche multidimensionali, utilizzate all'interno di una specifica prospettiva di analisi di segmentazione di mercato.

Considerate le finalità dell'analisi, la selezione dei caratteri utili è stata eseguita mediante un procedimento *step by step*, determinato da una prima fase di elaborazione dei dati in forma descrittiva, volta a valutare la consistenza e la significatività delle relazioni tra i caratteri, per individuare quelli che potevano offrire i migliori contributi alla definizione dei profili di comportamento e dei segmenti di mercato. L'analisi è svolta sui dati relativi a 567 turisti auto-organizzati che hanno dichiarato l'ammontare delle voci di spesa, selezionati da un insieme di 1228 in partenza dall'aeroporto e dal porto di Catania, che hanno soggiornato nell'area orientale della Sicilia tra luglio e ottobre 2009². È stata seguita una strategia integrata fra analisi multidimensionale³, volta a sintetizzare le variabili considerate e *Cluster Analysis* (CLA). Utilizzando, infatti, le coordinate fattoriali (*object score* ottenuti dall'ACM e *factor score* ottenuti dall'ACP) è stata eseguita la CLA, da cui sono stati ricavati opportuni raggruppamenti classificatori delle unità medesime, interpretati come segmenti di mercato.

La strategia di classificazione è strutturata in due fasi: nella prima viene adottato un metodo non gerarchico con raggruppamento intorno a 'centri in movimento', che conduce direttamente alla partizione in gruppi stabili, senza progressiva aggregazione di coppie o gruppi di soggetti, in modo da formare gruppi molto omogenei al loro interno⁴. L'individuazione di gruppi stabili avviene utilizzando il criterio di Ward o della 'varianza minima' che, dopo aver effettuato la scomposizione della varianza 'tra gruppi' ed 'entro i gruppi', aggrega gli elementi

² I soggetti cui è stata sottoposta la scheda d'intervista (1228) costituiscono una parte dell'intero campione, utilizzato nell'ambito del progetto PRIN, estratto secondo la procedura *Time Location Sampling* descritto in Parroco e Vaccina (2010).

³ Per le variabili categoriali si è impiegata l'analisi delle corrispondenze multiple (ACM), mentre per le voci di spesa, variabili metriche, l'analisi delle componenti principali (ACP). L'obiettivo perseguito applicando le suddette tecniche non è la descrizione dal punto di vista euristico delle dimensioni ottenute, bensì la sintesi dell'insieme di variabili utilizzate rispetto alla successiva fase di segmentazione mediante CLA.

⁴ Il metodo di aggregazione è quello del legame singolo o delle unità più vicine, che si basa sulle distanze tra le unità, fondendo tra loro in un unico gruppo le unità contigue aventi distanze minori; si calcola poi la distanza tra questo gruppo e le rimanenti unità come distanza minima tra le unità del gruppo e le altre unità e si fondono progressivamente i *cluster* corrispondenti alle distanze minori fino ad ottenere un unico gruppo.

che insieme formano il *cluster* con minore varianza interna (Fabbris, 1997). È qui utilizzato il metodo gerarchico agglomerativo, procedendo per progressive aggregazioni di gruppi in ‘nodi’, in modo da costruire un albero i cui elementi terminali sono, appunto, i gruppi stabili in precedenza individuati.

4. Caratterizzazione e dimensioni di spesa dei segmenti di mercato

L’analisi è concentrata sulla differenziazione dei profili tipologici dei turisti rispetto alle peculiarità strutturali e motivazionali che caratterizzano la domanda di turismo nell’ambito territoriale sotto osservazione. Le variabili considerate ai fini dell’analisi si riferiscono alla caratterizzazione socio-demografica (Tab. 1) ed alle determinazioni delle diverse voci di spesa (Tab. 2).

Tabella 1 – *Caratteri strutturali delle unità d’analisi.*

Variabili categoriali	Modalità
<i>Genere</i>	Maschio / Femmina
<i>Classe d’età</i>	< 25 anni / 25-44 anni / 45-64 anni / > 64 anni
<i>Provenienza</i>	Italiano / Straniero
<i>Notti trascorse in Sicilia</i>	≤ 7 / 8-14 / 15-21 / 22-30 / > 30
<i>Con chi è venuto in Sicilia? Solo</i>	Si / No
<i>Con chi è venuto in Sicilia? Famiglia</i>	Si / No
<i>Con chi è venuto in Sicilia? Amici</i>	Si / No
<i>Tipologia vacanza/Motivazione</i>	Esclusivamente balneare / Prevalentemente balneare / Per nulla balneare

Tabella 2 – *Voci di spesa e relative misure descrittive.*

Voci di spesa	N.	Min.	Max.	Mean	Std. Dev.
<i>Mobilità interna</i>	567	0	500	79,10	104,31
<i>Pranzi ristoranti</i>	567	0	2000	119,52	150,17
<i>Visite a musei</i>	567	0	300	12,63	31,38
<i>Enogastronomia e artigianato</i>	567	0	600	28,55	45,04
<i>Shopping</i>	567	0	3000	48,51	146,73
<i>Spettacoli ed eventi</i>	567	0	550	3,76	29,43
<i>Alloggio</i>	567	0	2500	200,61	295,14
<i>Viaggio A-R</i>	567	0	2000	178,12	185,09
<i>Prodotti alimentari da cucinare</i>	567	0	750	32,34	79,14
<i>Altro</i>	567	0	1075	5,45	52,37

Attraverso la metodologia illustrata nel paragrafo precedente sono stati individuati 2 *cluster*, la cui connotazione tiene conto della composizione interna rispetto alla distribuzione dei valori delle voci di spesa, congiuntamente ai tratti distintivi che caratterizzano i due gruppi. Il primo cluster raccoglie una quantità di unità pari al 27,34% (155 su 567), mentre il secondo il 72,66% del totale. Una maggiore presenza di turisti stranieri - quasi la metà - caratterizza il primo *cluster*, mentre nel secondo questa categoria copre soltanto fino ad un terzo del totale. Si tratta di soggetti che hanno effettuato soggiorni non prolungati - solo il 7.7% prolunga il soggiorno oltre 14 notti - ma che contemporaneamente hanno speso in misura maggiore ed in maniera decisamente più variegata considerando il peso differenziato delle singole voci di spesa, rispetto ai componenti dell'altro gruppo, come evidenzia l'analisi del dettaglio di spesa relativo alla tipologia di beni e servizi acquistati (Tab. 3).

Tabella 3 – Cluster e valori sintetici delle voci di spesa.

Cluster		Pranzi ristoranti	Visite musei	Enogastr. Artigianato	Shopping	Spettacoli ed eventi	Alloggio	Viaggio A/R	Prodotti alimentari
1	Media	202,55	27,19	35,04	46,5	6,64	379,84	211,55	19,36
	N	155	155	155	155	155	155	155	155
	Std. Dev.	230,57	50,46	60,08	82,15	47,49	427,75	243,94	57,98
2	Media	88,28	7,14	26,11	49,26	2,67	133,17	165,53	37,22
	N	412	412	412	412	412	412	412	412
	Std. Dev.	86,92	17,07	35,78	164,67	18,53	186,33	155,88	85,31
Totale	Media	119,52	12,62	28,55	48,5	3,75	200,6	178,11	32,34
	N	567	567	567	567	567	567	567	567
	Std. Dev.	150,16	31,37	45,03	146,72	29,43	295,13	185,08	79,14

È tuttavia, il valore della spesa media *pro-capite* e *pro-die* che marca la differenza rispetto al secondo raggruppamento, qualificando i soggetti del primo come maggiormente disposti a spendere (Tab. 4).

Tabella 4 – Periodo del soggiorno e valori sintetici della spesa nei due cluster.

Cluster		Notti trascorse in Sicilia	Spesa pro-capite	Spesa pro-capite e pro-die
1	Media	9,47	1098,43	130,25
	N	155	150	150
	Std. Dev.	5,35	776,81	105,66
2	Media	11,99	595,51	68,94
	N	412	398	398
	Std. Dev.	10,11	411,53	76,17
Totale	Media	11,3	733,17	85,72
	N	567	548	548
	Std. Dev.	9,12	581,09	89,45

Pochi soggetti hanno effettuato da soli il viaggio (5,8%): in gran parte hanno fatto la vacanza con amici (71,6%), piuttosto che con la famiglia (25,2%). Il mare è un fattore attrattivo importante, ma non in maniera esclusiva per la maggior parte dei soggetti: il 94,2% ha effettuato una vacanza balneare, di cui il 28,4% ha scelto unicamente il soggiorno al mare.

Nel secondo *cluster* l'incidenza di soggetti di nazionalità italiana è più elevata (69,4%). Se i giovani d'età inferiore a 25 sono in proporzione pressoché uguale rispetto al primo gruppo (10,7% e 11%, rispettivamente) e quasi tutti i soggetti con più di 64 anni si ritrovano in questo raggruppamento, l'appartenenza alle fasce mediane d'età (da 25 a 64 anni) caratterizza l'83,7% dei soggetti. Emerge che, sebbene il 76% dei soggetti ha trascorso un periodo di vacanza non superiore a 14 notti, buona parte ha superato le due settimane di permanenza, talvolta soggiornando oltre 22 notti (8,5%). La particolarità delle unità del secondo *cluster* consiste però nell'aver speso in media in misura decisamente inferiore rispetto ai componenti del primo, sebbene il tempo di soggiorno sia stato più prolungato: quasi 12 notti in media contro 9,47 (Tab. 4). I componenti del gruppo, infatti, mostrano di aver effettuato vacanze più economiche, consumando soprattutto prodotti alimentari da cucinare (Tab. 3), spendendo in media per questa voce 37,22 € a fronte dei 19,36 € del primo *cluster*. Hanno, altresì, soggiornato in alloggi poco costosi o gratuiti (spesa media pari a 133 € contro i 379 € del primo gruppo). I valori delle altre voci di spesa non sono comparabili rispetto a quelli del primo raggruppamento. La spesa media *pro-capite* si discosta molto da quella effettuata dai componenti del primo *cluster*, come anche la spesa *pro-capite* e *pro-die*, considerata in maniera sintetica (Tab. 4). Questi soggetti hanno preferito trascorrere il soggiorno in Sicilia in compagnia della famiglia (73,3%), ma l'incidenza del soggiorno effettuato da soli è, comunque, discreta: un quarto sul totale, rispetto al 5,8% del primo gruppo. La vacanza è stata per l'86,6% dei turisti di tipo balneare, anche se il 13,3% ha trascorso vacanze di altro genere, a fronte del 5,8% del primo gruppo. Ben il 40% dei soggetti ha dichiarato di aver effettuato una vacanza esclusivamente dedicata al mare: in proporzione, circa il 12% in più rispetto ai soggetti appartenenti al primo gruppo, che hanno trascorso anche loro vacanze esclusivamente balneari.

E' stata, infine, controllata la significatività della classificazione ottenuta rispetto alla distribuzione dei valori relativi alle voci di spesa, utilizzando come variabile-criterio la ripartizione nei due *cluster*. L'analisi della varianza restituisce valori non significativi in corrispondenza delle sole voci 'Shopping' ($p = 0,843$) e 'Spettacoli ed eventi' ($p = 0,152$). Il controllo della significatività della classificazione ottenuta rispetto ai valori sintetici della spesa *pro-capite* e, insieme, *pro-die* e *pro-capite* e della durata del soggiorno, non attribuisce alcuna rilevanza a queste grandezze.

5. Conclusioni

L'identificazione a posteriori di forme tipologiche di domanda turistica con caratteristiche specifiche ha permesso di delineare i contorni di due gruppi di soggetti che manifestano motivazioni diverse, che guidano i loro comportamenti di consumo.

Il primo gruppo, costituito in buona parte da stranieri, con una prevalenza di soggetti tra i 25 e i 44 anni, che nella maggior parte hanno trascorso una vacanza di tipo parzialmente balneare insieme ad amici e per un periodo non superiore alle 14 notti, manifesta motivazioni concorrenti nella fruizione della domanda turistica. L'uso di risorse e attrattive turistiche differenti è un'esigenza testimoniata da una maggiore diversificazione della spesa in proporzione a quella effettuata dal primo gruppo. Il secondo gruppo, la cui componente italiana è risultata prevalente, presenta soggetti in gran parte adulti che spesso hanno scelto di trascorrere con la famiglia una vacanza di tipo esclusivamente balneare e solo raramente hanno rinunciato alle coste siciliane. La motivazione balneare è, dunque, spesso esclusiva per questo gruppo, anche se molti soggetti hanno effettuato un soggiorno di altro tipo. Il tempo di permanenza, in media più lungo rispetto all'altro gruppo, è associato ad un valore inferiore della spesa complessiva, concentrata soprattutto sull'acquisto di alimenti da cucinare. □ probabile, quindi, che la loro vacanza sia stata prevalentemente di tipo stanziale e che il viaggio insieme alla famiglia abbia assunto il significato di un ritorno ai luoghi nati o di visita a parenti o amici oppure di soggiorno presso una sola località. Questa circostanza può spiegare una spesa inferiore per l'alloggio - fornito gratuitamente o fruito in case di proprietà oppure in affitto - nonché una spesa minore per la mobilità interna. Il carattere di viaggio entro i confini nazionali ha comportato una minore spesa. I valori degli indicatori sintetici di spesa, infatti, risultano quasi dimezzati.

I risultati tratti dall'analisi forniscono elementi di interesse sulla scelta di destinazioni differenti all'interno di un'area territoriale, espressivi di una domanda turistica legata a segmenti di mercato differenti.

Riferimenti bibliografici

- ARIMOND G. and ELFESSI A. 2001. *A clustering method for categorical data in tourism market segmentation research*. In: *Journal of Travel Research*, 39, pp. 391-397.
- BRASINI S., FREO M., TASSINARI F. e TASSINARI G. 2002. *Statistica aziendale ed analisi di mercato*. Il Mulino, Bologna.
- COHEN E. 1972. *Toward a sociology of international tourism*. In: *Social Research*, 39, pp. 164-182.

- COOPER C., FLETCHER J., GILBERT D., SHEPHERD R., S. WANHILL S. 2002. *Economia del turismo*. Zanichelli, Bologna.
- CROMPTON J. 1979. *Motivations for pleasure travel*. In: *Annals of Tourism Research*, 6(4), p. 408-424.
- DOLNICAR S. and WEBER S. 1999. *Competition of Destinations – Is there a Need for Strategic Tourism Policy?* In: *Aiest, Future-Oriented Tourism Policy. A contribution to the Strategic Development of Places*, vol. 41, pp. 211-234, Editions Aiest, St. Gall.
- FABBRIS L. 1997. *Statistica multivariata. Analisi esplorativa dei dati*. McGraw-Hill, Milano.
- HSIEH S., O'LEARY J. T. and MORRISON A. M. 1992. *Segmenting the international travel market by activity*. In: *Tourist Management*, vol. 13, n. 2, pp. 209-223.
- Krippendorf J. 1987. *The Holiday Makers: Understanding the Impact of leisure and Travel*. Heinemann, Oxford.
- LUNDBERG D. E. 1971. *Why tourists travel*. In: *Cornell Hotel and Restaurant Administration Quarterly*, 11 (4), pp. 75-81.
- MASLOW A. H. 1943. *A Theory of Human Motivation*. In: *Psychological Review*, 50, pp. 370-396.
- PARROCO A. e VACCINA F. 2010. *Mobilità ed altri comportamenti dei turisti: studi e ricerche a confronto*. McGraw-Hill, Milano.
- RYAN C. (ed.) 1997. *The Tourist Experience: A New Introduction*. Cassell. London.
- Swarbrooke J., Horner S. 1999. *Consumer Behaviour in Tourism*. Butterworth-Heinemann. Oxford.

SUMMARY

Tourist motivations are considered a key variable in the tourist decision-making process. Furthermore they are often used as base for segmenting the tourist market. Tourist motivations are complex since there are many potential motivations influencing a person to travel and choose a particular destination or holiday arrangements. The paper considers this issue analysing the data of a survey made in Sicily. We used an approach of segmentation analysis in order to understand the relationship between motivation and tourist behaviour.

Vincenzo ASERO, Ricercatore in Economia Politica presso la Facoltà di Scienze Politiche dell'Università di Catania.

Rosario D'AGATA, Ricercatore in Statistica Sociale presso la Facoltà di Scienze Politiche dell'Università di Catania.

Venera TOMASELLI, Professore Associato in Statistica Sociale presso la Facoltà di Scienze Politiche dell'Università di Catania.

IL FENOMENO DEL BULLISMO PRESSO LE STRUTTURE SCOLASTICHE NEL CONTESTO TERRITORIALE DELLA PROVINCIA DI MESSINA

Giuseppe Avena, Santina Pilato¹

1. Introduzione

Il bullismo è un fenomeno sociale che Dan Olweus ha definito nel seguente modo: “*Uno studente è oggetto di azioni di bullismo, ovvero prevaricato o vittimizzato, quando viene esposto, ripetutamente nel corso del tempo, alle azioni offensive messe in atto da parte di uno o di più compagni*”². Alla luce dell'estrema attualità di tale fenomeno, lo scopo del presente lavoro è quello di esplorare come i ragazzi vivono i rapporti con i loro coetanei nelle scuole di un grande comune della provincia di Messina.

I giovani sono sempre più soggetti ad insicurezze e a disagi causati soprattutto da molteplici motivi, che vanno dalla poca disponibilità degli adulti fino ad arrivare alla mancanza di regole certe, e tutto questo si ripercuote inevitabilmente nel cattivo relazionarsi con gli altri. Conoscere più da vicino coloro che compiono atti di prevaricazione e comprendere quelli che li subiscono è una delle principali finalità di questo contributo.

Attraverso l'analisi del rapporto che intercorre tra alcune variabili demografiche e altre di tipo strettamente sociale e di contesto, si è cercato di delineare come e quanto i suddetti elementi predispongano i ragazzi ad atti di bullismo. È importante, infatti, individuare quale tipologia di ragazzo è più soggetta ad essere colpita dal fenomeno per riuscire a prevenirlo e/o impedirlo.

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, 3 e 6, Santina Pilato è autore dei paragrafi 4, 5.

² OLWEUS D. (2001), *Bullismo a scuola. Ragazzi oppressi, ragazzi che opprimono*, Giunti Editore, Firenze.

2. Il disegno della ricerca

A tal proposito è stato analizzato un dataset realizzato a seguito di una indagine condotta all'interno delle scuole medie superiori del comune di Barcellona Pozzo di Gotto, in provincia di Messina. Nel questionario, opportunamente costruito ad hoc, oltre alle domande di tipo personale, scolastico e familiare, sono state richieste informazioni generali sulla percezione che i rispondenti hanno sulla gravità del bullismo e sulla eventuale esperienza da loro vissuta riguardo a soggetti che possono essere stati vittime o testimoni di atti di questo tipo.

Ai fini del campionamento, si è considerato il 50% delle sezioni di ciascun istituto, in modo tale da avere una consistente numerosità campionaria. Una volta scelte le sezioni, si è proceduto ad intervistare tutti gli studenti frequentanti le classi dalla prima alla quinta.

Il questionario composto da 36 domande, tutte a risposta chiusa, è stato articolato in 4 sezioni: una prima sezione inerente i dati anagrafici dei rispondenti, il grado d'istruzione dei genitori e la qualità dei rapporti che lo studente ha instaurato con i compagni di classe e con altri ragazzi frequentanti la medesima scuola; una seconda denominata "Informazioni generali sul bullismo" che ci ha permesso di avere una prima visione di ciò che accade all'interno delle scuole, con la presenza di una prima domanda finalizzata a sapere se lo studente conosce l'esistenza di prepotenze da parte dei loro coetanei e con le successive che indagano sulla tipologia e sul luogo in cui avvengono tali atti; una terza sezione riguarda solo gli studenti che hanno assistito ad atti di bullismo, per meglio comprendere come essi reagiscono di fronte ad episodi di prepotenza e qual è il loro atteggiamento nei confronti della vittima e del bullo. La quarta e ultima sezione è relativa solo a coloro che hanno subito o subiscono prepotenze, al fine di conoscere più da vicino le vittime e le loro reazioni.

3. Analisi descrittiva

L'indagine è stata effettuata su un campione di 1.114 studenti frequentanti, come precedentemente detto, le cinque classi delle scuole medie superiori di uno dei più grandi comuni della provincia di Messina.

Il questionario è stato somministrato a 599 studenti di sesso maschile (54%) e a 515 studenti di sesso femminile, di età compresa tra i 14 e i 20 anni.

La maggior parte degli intervistati (37%) frequenta il Liceo Scientifico, il 28% l'Istituto Tecnico Industriale, il 16% il Liceo Classico, il 14% l'Istituto Tecnico Commerciale e solo il 5% l'Istituto Professionale. Per quanto riguarda le classi, i rispondenti sono distribuiti omogeneamente in tutti e cinque gli anni.

Tra le domande di maggiore rilievo poste agli studenti, si sono individuate le seguenti:

Figura 1 – *Le tipologie di aggressione subite dai ragazzi vittime di bullismo.*

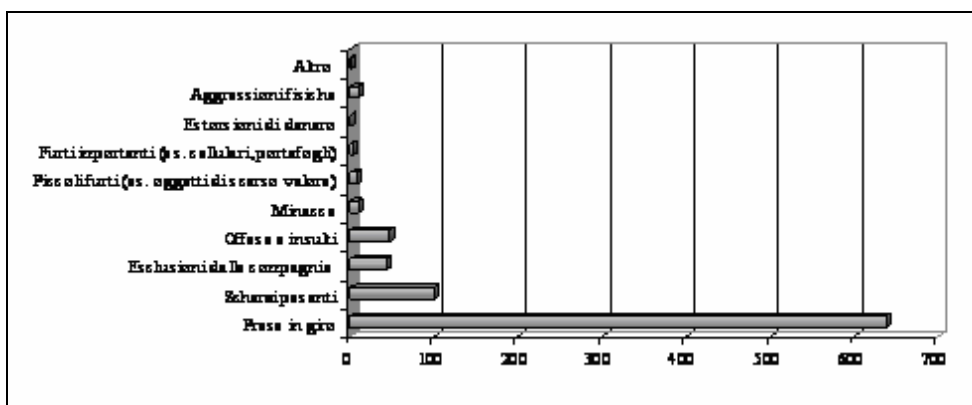


Figura 2 – *Il luogo dove avvengono più frequentemente atti di bullismo.*

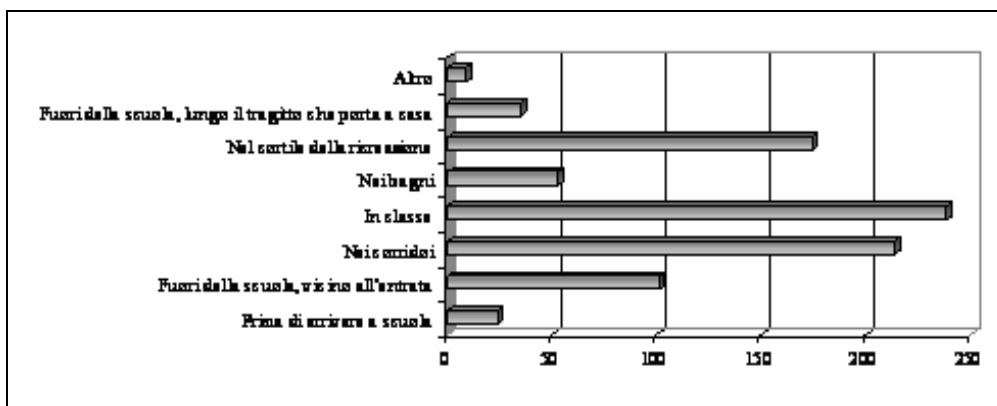


Figura 3 – *Gli atteggiamenti assunti dai ragazzi intervistati nei confronti del bullo.*

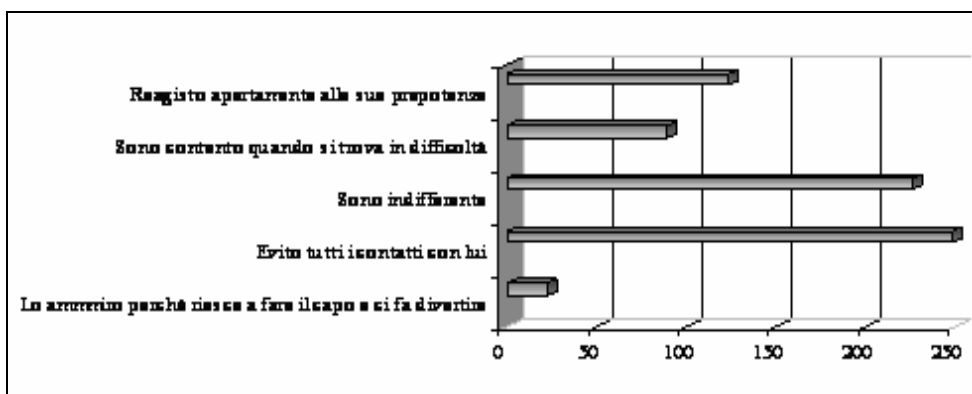


Figura 4 – *Le reazioni avute dai ragazzi intervistati nei confronti del bullo.*

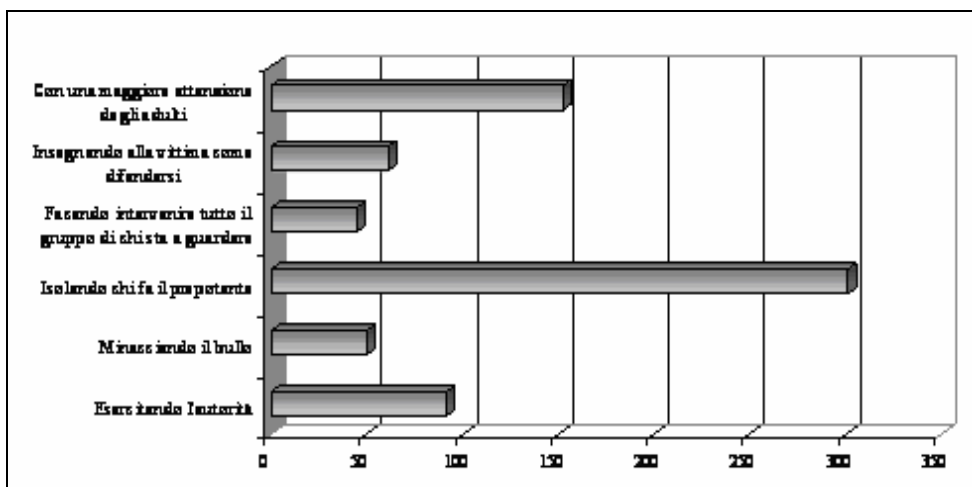
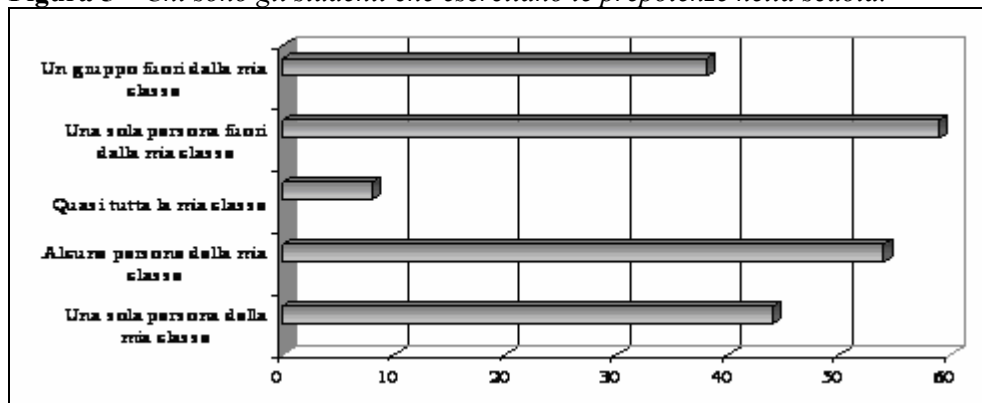


Figura 5 – Chi sono gli studenti che esercitano le prepotenze nella scuola.

Dalla lettura dei grafici appare evidente che le prepotenze più ricorrenti sono quelle costituite dalle prese in giro, che avvengono principalmente in classe e nei corridoi da parte di individui che non appartengono alla classe del soggetto colpito da tale atto. Inoltre, l'atteggiamento più diffuso, adottato nei confronti del bullo, è quello di evitarlo, utilizzando la massima indifferenza. Infine, la reazione maggiormente adoperata nei casi di comportamenti di aggressività e di arroganza è quella di isolare chi fa il prepotente.

4. Metodologia di Analisi: il modello logit

Per valutare il rapporto con i coetanei si è ritenuto opportuno ricorrere ad un approccio basato sull'individuazione della presenza e della consistenza di comportamenti prevaricatori attuati nell'ambito della vita scolastica.

A tal fine si è applicata un'analisi statistica basata su una famiglia di modelli in grado di studiare situazioni reali, i cosiddetti Modelli Lineari Generalizzati, per i quali il modello classico non sarebbe risultato adeguato. Essi sono formati da tre componenti: quella stocastica, quella lineare e la funzione legame o Link che, nella fattispecie, è la logit.

L'obiettivo che ci si è prefissati è stato quello di individuare le variabili statisticamente significative tra coloro che hanno subito, specificandone la tipologia, e coloro che hanno assistito ad atti di bullismo.

5. Analisi dei dati

Sulla base di quanto detto sono stati costruiti due modelli. Sui dati relativi agli studenti che hanno assistito e che hanno subito atti di bullismo, è stata condotta una regressione logistica di tipo binomiale, poiché sono verificate le assunzioni di base che ne giustificano l'utilizzo, ovvero la variabile dipendente è rappresentata da una scala con due modalità, cioè una scala non metrica.

Nel primo modello si è considerata come variabile dipendente quella che specifica se ci si è trovati o meno nella condizione di aver assistito ad atti prevaricatori e le variabili indipendenti inserite e risultate statisticamente significative sono tre: il *Momento* che indica il periodo durante la giornata che si preferisce trascorrere con i compagni di scuola; l'*Atteggiamento* che indica il comportamento che i ragazzi tendono ad assumere nei confronti del bullo; la *Reazione* che indica il tipo di risposta che i ragazzi tendono ad adottare nei confronti del bullo.

Tabella 1 – *Le variabili statisticamente significative del modello riferito a studenti che hanno assistito ad atti di bullismo.*

	Ti è mai capitato di assistere ad atti di bullismo?			
Si	61%			
No	39%			
	Estimate	Std.Error	Z value	Pr(> z)
Momento (livello 3)	-0.95367	0.47885	-1.992	0.0464 *
Atteggiamento (livello 5)	-2.27428	0.54269	-4.191	2.78e-05 *
Reazione (livello 2)	-0.87976	0.42251	-2.082	0.0373 *

Esaminando i dati, solo alcune delle variabili sono significative. In particolare, a livello personale è significativo il livello 3 della variabile che indica il momento della giornata che si preferisce trascorrere con i compagni di scuola e che riguarda il tratto percorso da casa a scuola e viceversa. A livello sociale, sono significative le domande: “Qual è il tuo atteggiamento nei confronti del bullo?”, con il livello 5 che indica una reazione aperta alle prepotenze e “Come si può reagire efficacemente ai comportamenti di prepotenza?”, con il livello 2 che indica la minaccia nei confronti del bullo.

Anche sui dati relativi agli studenti che hanno subito atti di bullismo è stata condotta una regressione logistica di tipo binomiale, considerando come variabile dipendente le due forme di bullismo: quella che comprende la violenza psicologica

con prese in giro e minacce, e quella che ricorre alla violenza fisica con vere e proprie aggressioni e furti. Le variabili indipendenti statisticamente significative sono due: la *Scuola* che indica la tipologia di scuola fra istituti tecnici e licei, e il *Bullo* per individuare chi ha assunto un tale atteggiamento. Si riportano di seguito i risultati:

Tabella 2 – *Le variabili statisticamente significative del modello riferito a studenti che hanno subito atti di bullismo.*

	Che tipo di prepotenza hai subito?			
Prese in giro/minacce	75%			
Furti/Aggressioni fisiche	25%			
	Estimate	Std.Error	Z value	Pr(> z)
Scuola (livello 4)	-0.96952	0.41860	-2.316	0.020554 *
Bullo (livello 5)	-1.33055	0.66598	-1.998	0.045729 *

Osservandoli è possibile evidenziare l'incidenza di una variabile di contesto, ossia la scuola, con una prevalenza degli istituti tecnici (livello 4), e di una variabile sociale, che ci indica che chi ha assunto un atteggiamento da bullo è un gruppo fuori dalla classe (livello 5).

6. Considerazioni conclusive

Alla luce dei risultati conseguiti, a seguito dell'applicazione dell'analisi logistica sui dati relativi al bullismo, è possibile affermare che le variabili demografiche (sesso, età, titolo di studio dei genitori) non sono statisticamente significative e, quindi, non influiscono sulla condizione di essere vittima o testimone di atti di bullismo.

Il modello relativo ai ragazzi che hanno assistito ad atti di bullismo mette in risalto il peso di tre variabili: il momento preferito della giornata da trascorrere con i compagni di classe, l'atteggiamento nei confronti del bullo e il tipo di reazione ad atti di prepotenza.

Il modello riguardante gli studenti che hanno subito atti di bullismo mette in evidenza il peso di due variabili: la scuola frequentata e chi si comporta da prepotente.

Riferimenti bibliografici

- ARORA C. M. (1991). The use of victim support groups in *Practical Approaches to Bullying*. Eds. P.K. Smith & D. Thompson, Fulton, London, pp. 37-47.
- GAGLIARDINI I., BORTONE G. (2007). *L'aggressività e il bullismo nella scuola: prevenzione ed intervento*. Edizioni kappa universitaria, Roma.
- HARACHI T., CATALANO R., HAWKINS J. (1999). *The Nature of School Bullying: A Cross-National Perspective*, in P. Smith, Y. Morita, J. Junger-Tas, D. Olweus, R. Catalano, and P. Slee (Eds.), London and New York: Routledge
- OLWEUS D. (2001). *Bullismo a scuola. Ragazzi oppressi, ragazzi che opprimono*, Giunti Editore, Firenze.
- PITTS J., SMITH P. (1995). *Preventing school bullying*. Barry Webb Editor, London.

SUMMARY

The aim of this work is to verify if demographic variables and other social and contest variables can have a statistically significant weight on the behaviour of bully and victim in the scholastic context. To this purpose, a survey was done in some high schools in Barcellona Pozzo di Gotto (ME), to better understand how the youngsters live their relationship with peers. The focus of the research was put on the five grades of studies. Half of the schools sections were sampled. In the first step it was done an accurate descriptive analysis. Afterward, through the use of the logistic regression, two models were chosen: the first considered as dependent variable who attended to bullying and the second who suffered from bullying.

Both models evidence a total non significance of the demographic variables. The first model exhibits the home-school route and the attitude toward the bully as significant variables. The second model shows that the variable regarding the school and the variable regarding who is bullying are significant.

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.

LA “DIS-INTEGRAZIONE” DI ROSARNO. IL RACCONTO DEI QUOTIDIANI TRA IMMAGINI, STEREOTIPI E SITUAZIONI CONCRETE

Luigi Bollani, Luca Bottacin

1. Quadro di riferimento e raccolta delle informazioni

Durante i primi giorni del 2010 a Rosarno, in Calabria, un gruppo di quasi 200 immigrati extracomunitari, prevalentemente di origine africana e abitualmente utilizzati per la raccolta delle arance, scende in rivolta armato di spranghe e bastoni. Il giorno prima tre extracomunitari erano stati feriti da sconosciuti, armati di fucile. Durante gli scontri, che proseguono per tre giorni, vengono danneggiate numerose automobili e bruciati cassonetti dell'immondizia lungo le vie cittadine. Gli extracomunitari bloccano per diverse ore la statale per Gioia Tauro, riaperta solo dopo l'intervento delle Forze dell'Ordine. La rivolta, che si conclude con numerosi feriti, porta al trasferimento degli immigrati ai centri d'accoglienza di Bari e Crotone, oppure verso il Nord d'Italia. Sono inoltre abbattute le due ex fabbriche utilizzate dagli immigrati come rifugio per la notte.

Al fine di analizzare come i giornali hanno trattato i fatti sopra descritti, è stato preso in esame un gruppo di 161 articoli pertinenti all'argomento e pubblicati durante i mesi di Gennaio e Febbraio 2010. In particolare 128 articoli sono stati individuati mediante la rassegna stampa della Camera dei Deputati¹ per il periodo 1° Gennaio – 28 Febbraio 2010. Ad essi, sono stati aggiunti altri 33 articoli tratti dai siti internet dei maggiori quotidiani italiani e dedicati alla vicenda di Rosarno.

Di tutti gli articoli sono stati rilevati il titolo (esaminato in base alle occorrenze lessicali in esso contenute), la testata e la data di pubblicazione; inoltre per 108 articoli è stato analizzato anche l'intero testo.

2. Individuazione dei concetti prevalenti

L'analisi delle parole presenti nei titoli degli articoli ha consentito di costruire un vocabolario, in seguito lemmatizzato, e di attribuire ai diversi termini la

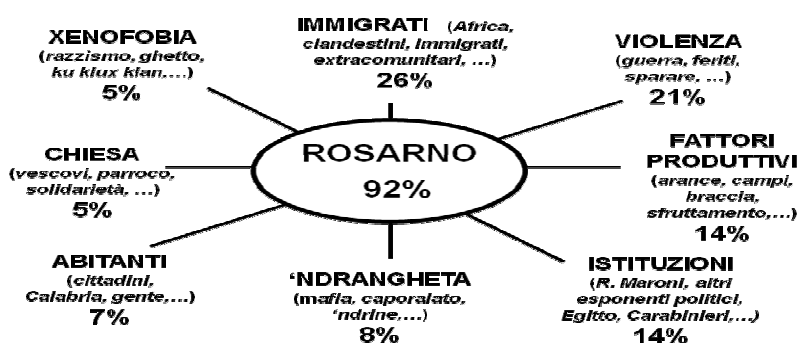
¹ Sito www.camera.it.

frequenza con cui essi compaiono, anche secondo ciascuna testata e data di pubblicazione. I termini così analizzati hanno successivamente permesso di identificare un insieme di nove concetti prevalenti in grado di caratterizzare gli articoli (ogni articolo può essere abbinato anche a più di un concetto). I concetti prevalenti individuati sono: la *xenofobia* (con parole quali razzismo, ghetto, Ku-klux-klan²,...), gli *immigrati* (con parole quali Africa, clandestini, immigrati, extracomunitari,...), la *violenza* (guerra, feriti, sparare,...), i *fattori produttivi* (arance, campi, braccia, sfruttamento,...), le *Istituzioni* (Roberto Maroni e altri esponenti politici, Egitto³, Carabinieri,...), la *'ndrangheta* (mafia, caporalato, 'ndrine,...), gli *abitanti* (cittadini, Calabria, gente,...), la *Chiesa cattolica* (vescovi, parroco, solidarietà,...) e il termine stesso di *Rosarno*.

La Figura 1 riporta i concetti prevalenti individuati e la frequenza con cui essi compaiono nei titoli delle testate.

Il nome “Rosarno”, costituendo al tempo stesso un concetto prevalente e una delle parole chiave con cui sono stati individuati gli articoli, compare quasi sempre ed è stato simbolicamente posto al centro della Figura.

Figura 1 – Analisi dei titoli degli articoli e individuazione dei concetti prevalenti.



La Figura evidenzia come nelle titolazioni ricorrano spesso termini riconducibili ai concetti di immigrazione (presente nel 26% dei titoli raccolti) e di violenza (21%). Seguono per frequenza i concetti collegati ai fattori produttivi e alle Istituzioni (entrambi presenti nel 14% dei titoli) e i rimanenti come rappresentato.

² Si veda ad esempio IGNAZI P., Rosarno burning, L'Espresso, 15 Gennaio 2010.

³ Si veda ad esempio RIZZA C., Rosarno, l'Egitto protesta. Frattini: rispettiamo solo la legge, Il Messaggero, 13 Gennaio 2010.

3. Analisi del contenuto degli articoli

I testi degli articoli, una volta normalizzati per consentire l'elaborazione automatica, sono stati scomposti in frasi; si sono anche ricavati i lemmi delle parole presenti nelle frasi. Per caratterizzare le frasi, esse sono state classificate secondo la presenza o l'assenza dei concetti prevalenti, già identificati in base all'esame dei titoli degli articoli (paragrafo 2). Le frasi che fanno riferimento allo stesso tempo a due o più concetti prevalenti sono state assegnate a entrambi i concetti.

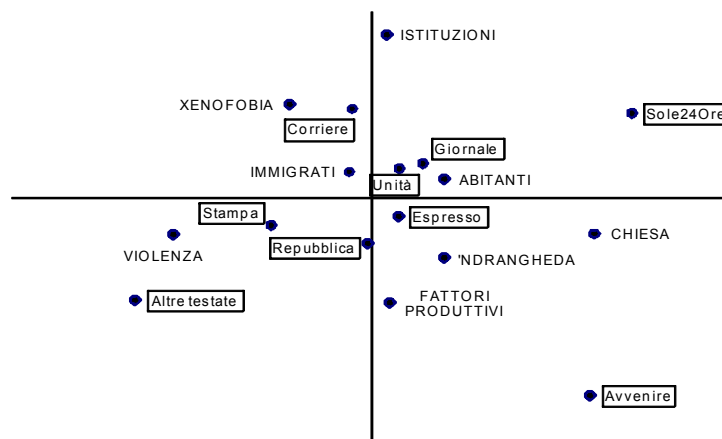
Questa seconda analisi ha consentito di mettere in luce:

- Le relazioni tra i concetti prevalenti e le diverse testate
- Le relazioni tra i concetti prevalenti e le date di pubblicazione
- La relazione reciproca tra i lemmi secondo il grado della loro presenza contestuale in frasi di profilo simile

3.1 Relazioni tra concetti prevalenti e testate

Dall'analisi sono emersi diversi punti di contatto tra i concetti prevalenti e le testate di pubblicazione. A questo proposito, si osservi la Figura 2:

Figura 2 – Concetti prevalenti e testate di pubblicazione⁴.



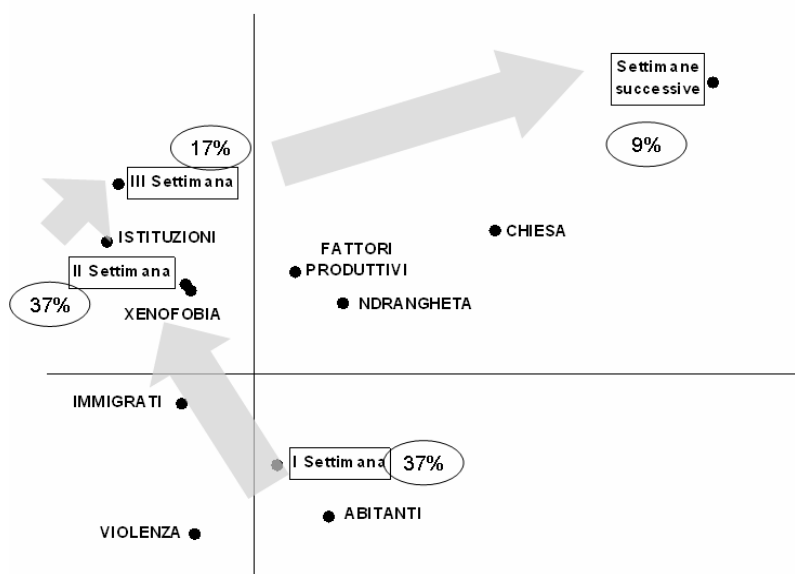
⁴ Il piano fattoriale rappresentato spiega complessivamente il 68,6% della varianza complessiva (44,9% per il primo asse fattoriale e 23,7% per il secondo). Le testate per le quali non si disponeva di un numero considerevole di articoli sono state rappresentate tutte insieme con la voce generica "Altre testate".

Sono possibili considerazioni riferite ad alcune testate. L'Unità ha descritto con maggiore frequenza le condizioni di vita degli immigrati e dei cittadini di Rosarno, raccogliendo testimonianze dirette con interviste sul posto. Il Giornale e l'Espresso hanno parlato frequentemente della popolazione locale. Il Corriere ha approfondito il dibattito su immigrazione e diritti civili. La Stampa e la Repubblica si sono soffermate soprattutto sui fatti di cronaca. L'Avvenire, quotidiano della Chiesa Cattolica, ha dato risalto alla posizione dei Vescovi, senza tuttavia tralasciare l'ingerenza della 'ndrangheta sull'economia locale. Infine, il Sole 24 Ore ha analizzato lo scenario dal punto di vista della politica interna (Governo, Presidenza della Repubblica, principali esponenti politici), approfondendo in misura minore i fatti di cronaca.

3.2 Concetti prevalenti e date di pubblicazione

La Figura 3 rappresenta il percorso temporale con cui i quotidiani hanno presentato la vicenda.

Figura 3 – Concetti prevalenti e settimane di pubblicazione⁵



⁵ Il piano fattoriale rappresentato spiega complessivamente il 93,4% della varianza complessiva (60,8% per il primo asse fattoriale e 32,6% per il secondo).

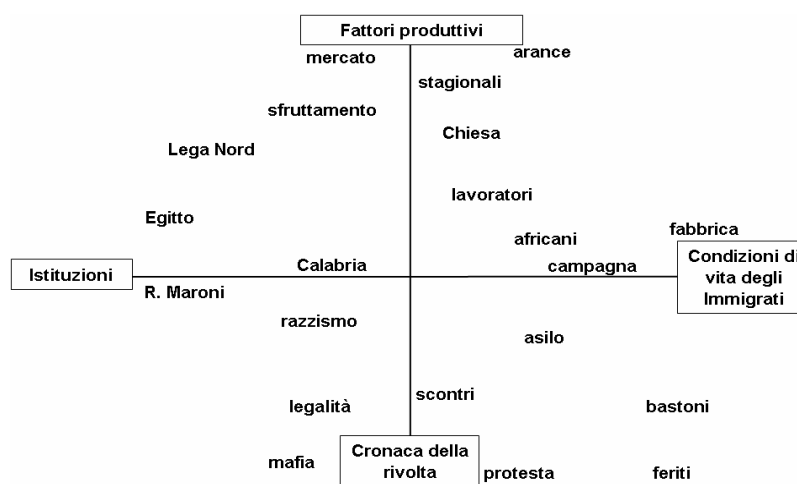
La cronaca della rivolta ha avuto fin da subito ampio spazio nelle prime pagine dei maggiori quotidiani italiani. Il 37% degli articoli raccolti è stato pubblicato nei primi 4 giorni (“I settimana” nella Figura 3), durante lo svolgimento dei fatti. Ancora il 37% degli articoli si ritrova nella seconda settimana (11 – 17 Gennaio), il 17% degli articoli nella terza settimana (18– 24 Gennaio) e il restante 9% degli articoli nelle settimane successive.

La Figura evidenzia come nella prima settimana i quotidiani si siano concentrati sui fatti di cronaca, cioè sulla rivolta degli immigrati, sulle reazioni degli abitanti e sullo scenario di violenza. Nella seconda settimana i quotidiani hanno trattato maggiormente le condizioni sociali dell’immigrazione nel Sud Italia, il peso della ‘ndrangheta nella vicenda e le accuse di xenofobia mosse ai cittadini di Rosarno. Durante la terza settimana e le successive, anche le Istituzioni e poi la Chiesa hanno fatto sentire la loro voce su questi temi.

3.3 Relazione reciproca tra i lemmi

Nella Figura 4 si evidenzia la relazione reciproca tra i diversi lemmi. La vicinanza tra due lemmi nel grafico dipende dal loro grado di presenza contestuale in frasi di profilo simile. I profili di due frasi si intendono tanto più simili quanto più esse contengono lemmi comuni:

Figura 4 – Vicinanza dei lemmi rispetto alle frasi



Dall'esame comparativo delle singole frasi, risulta che i quotidiani hanno trattato separatamente i temi politico-istituzionali e quelli riguardanti la condizione sociale degli immigrati (si notino le polarità contrapposte indicate agli estremi del primo asse fattoriale). Infatti emerge che lo Stato Italiano si è occupato con ritardo del problema dell'integrazione degli extracomunitari nella realtà locale, intervenendo solo dopo lo scoppio della rivolta.

Un secondo aspetto che caratterizza la relazione tra i lemmi all'interno delle frasi è rappresentato dalla contrapposizione tra le parole utilizzate a fini di cronaca e quelle usate per descrivere le condizioni in cui si sviluppa l'economia locale (secondo asse fattoriale). Gli articoli che si sono occupati dell'economia delle arance non hanno trattato della rivolta degli immigrati, probabilmente perché essi sono considerati pura forza lavoro e quindi di fatto esclusi da ogni forma di partecipazione all'economia locale e di tutela lavorativa.

4. Conclusioni

I risultati dell'analisi testuale proposta permettono di mettere in rilievo alcune caratteristiche del fenomeno, almeno con riferimento alla sua portata mediatica.

In particolare si evidenzia che il percorso temporale delle notizie, pur sottolineando temi specifici a seconda delle diverse testate, si caratterizza per una iniziale prevalenza dei fatti di cronaca riguardanti gli episodi di violenza, gli immigrati e le loro relazioni con la cittadinanza locale. Successivamente sono apparse le prime riflessioni sulla vicenda, collegate ad esempio ai presunti atteggiamenti xenofobi della popolazione. In seguito gli articoli si sono concentrati sul ruolo delle Istituzioni locali e nazionali, sulle caratteristiche dell'economia locale e sull'influenza della 'ndrangheta. Trascorsa la terza settimana dagli eventi, sono apparsi in maggior misura i temi di carattere umanitario, ad esempio con articoli dedicati agli interventi dei Vescovi della Chiesa Cattolica.

La sequenza temporale delle notizie segue dunque, come ci si attende, una logica di progressivo approfondimento interpretativo della vicenda. Tuttavia in tale percorso è raro arrivare a brani in cui si discuta il tema dell'immigrazione contestualmente a quello dei necessari interventi istituzionali e delle condizioni socio economiche locali. In modo analogo, si nota una demarcazione tra gli articoli che narrano gli episodi di violenza e quelli riferiti alle condizioni in cui si sviluppa l'economia locale. Ciò pone in evidenza, almeno da un punto di vista mediatico, la limitata attenzione delle Istituzioni verso possibili processi di integrazione degli immigrati nel contesto economico produttivo e in quello sociale.

Si pone in questa direzione l'intervento di Mario Calabresi che, sulle pagine de *La Stampa*, il 12 Gennaio 2010 scrive: "Rosarno rappresenta la fine del mito

dell'accoglienza, sfociato nell'indigenza e nel degrado socio sanitario, e del mito dell'autosufficienza, che è diventato sfruttamento incontrollato di braccianti trattati come schiavi dell'era moderna".

Rimane la preoccupazione che i problemi resi evidenti dalle vicende di Rosarno non siano solo locali, ma abbiano maggiore diffusione e non siano sufficientemente tenuti in considerazione dalle Istituzioni, dalle Amministrazioni Locali e dal senso civico comune.

Alcuni fatti successivi. La vicenda di Rosarno ha avuto una svolta giudiziaria il 27 Aprile scorso: l'operazione Migrantes, coordinata dalla Questura di Reggio Calabria, ha arrestato 30 persone con l'accusa di truffa e sfruttamento della manodopera clandestina straniera. Le indagini condotte dalla Procura della Repubblica di Palmi, iniziate dopo la rivolta degli immigrati di Rosarno, ha svelato l'esistenza di una vera e propria organizzazione criminale dedita al reclutamento e allo sfruttamento degli immigrati. E' stata così cancellata una fitta rete di caporali (alcuni dei quali anche extracomunitari) che costringevano gli immigrati a lavorare per 14 ore al giorno nei campi per un compenso di circa venti euro al giorno.

L'interesse per i fatti di Rosarno ha condotto alla realizzazione del film documentario "Il sangue verde", di Andrea Segre (settembre 2010).

Bibliografia, articoli e siti di riferimento

- LEBART L., SALEM A. (1994). Statistique textuelle, Dunod.
MANGANO A. (2010). Gli Africani salveranno l'Italia, BUR.
BOCCA G. (2010). La guerra di Rosarno, L'Espresso, 22 Gennaio 2010.
CALABRESI M. (2010). Fatti di Rosarno: ne' retorica ne' mito dell'autosufficienza, La Stampa, 12 Gennaio 2010.
DE BARTOLO G. (2010). Gli immigrati, componente strutturale della nostra società, Il Quotidiano della Calabria, 13 Gennaio 2010.
IGNAZI P. (2010). Rosarno burning, L'Espresso, 15 Gennaio 2010.
PANEBIANCO A. (2010). La fermezza e l'ipocrisia, Il Corriere della Sera, 8 Gennaio 2010.
SCALFARI E. (2010). L'inferno di Rosarno e i suoi responsabili, La Repubblica, 10 Gennaio 2010.
Centro Studi sull'Immigrazione, www.cestim.it
Osservatorio sull'immigrazione a Rosarno, www.africacalabria.org
Rassegna stampa della Camera dei Deputati, www.camera.it
Terre Libere, www.terrelibere.org

SUMMARY

We consider a series of articles from the most important Italian newspapers, concerning the non-EU immigrant revolt in Rosarno (Calabria, Italy) during the first few days of 2010. We collected these articles in a *corpus* subjected to methods of textual analysis. In particular we highlighted the key concepts used in communication and we examined their links with the different newspapers and with the time course. Furthermore an analysis of the single words laying inside the texts helped us to find specific reading paths.

Luigi BOLLANI, Dipartimento di Matematica e Statistica “Diego de Castro”,
Università di Torino – Corso Unione Sovietica 218/bis, 10134 Torino – Italia –
bollani@econ.unito.it

Luca BOTTACIN, Dipartimento di Matematica e Statistica “Diego de Castro”,
Università di Torino – Corso Unione Sovietica 218/bis, 10134 Torino – Italia –
bottacin@econ.unito.it

ANALISI DELLA POVERTÀ MULTIDIMENSIONALE IN DUE PAESI DEL MEDITERRANEO

Federica Borzillo, Abdeljaouad Ezzrari, Roberta Pace

1. Introduzione

L'analisi della povertà rappresenta un tema di marcato interesse per le numerose ripercussioni, sia nell'ambito economico che in quello sociale. In letteratura, infatti, negli ultimi tre decenni, sono state proposte e sviluppate numerose metodologie per la misurazione di tale fenomeno.

La scelta della metodologia da utilizzare dipende dall'approccio che si intende seguire. Tra i vari approcci quello definito tradizionale è l'unidimensionale.

L'utilizzo del suddetto metodo, permette di definire e misurare la povertà facendo ricorso ad un'unica variabile: il reddito o il consumo. Tale approccio, tuttavia, presenta alcuni limiti: distingue la popolazione in maniera dicotomica, individuando semplicemente una linea di povertà rispetto alla quale un soggetto viene posto al di sopra o al di sotto della stessa; considera i due gruppi costituiti dai "poveri" e dai "non poveri" come omogenei a loro interno; descrive la carenza di benessere utilizzando una sola variabile, quella monetaria, espressa dal reddito o dalla spesa per i consumi. Questo tipo di analisi potrebbe risultare, tuttavia, poco esaustiva poiché, per la misurazione della povertà, è necessario considerare anche altri indicatori in grado di stimare determinati aspetti qualitativi e quantitativi della privazione. Sulla base delle restrizioni che l'approccio presenta è opportuno, ricorrere ad una valutazione multidimensionale del fenomeno povertà. Tale procedimento non presuppone l'utilizzo di un unico indicatore bensì di un'ampia gamma di indicatori che consentono di definire e valutare la problematica nella sua complessità e nella sua interezza.

Partendo da tali premesse metodologiche, lo scopo del presente lavoro è quello di analizzare la povertà multidimensionale in Albania per il periodo 2002-2005, ed in Marocco per il periodo 2001-2007, attraverso il metodo dell'Analisi delle Corrispondenze Multiple (ACM). I data-set utilizzati nel presente lavoro sono: per l'Albania l'indagine LSMS (Living Standard Measurement Survey) condotta dalla Banca Mondiale in collaborazione con l'Istituto di Statistica Nazionale Albanese (INSTAT), e per il Marocco l'Enquête Nationale sur la Consommation et les Dépenses des Ménages (ENCDM) et l'Enquête Nationale sur les Niveaux de Vie des Ménages (ENNVN).

2. Metodo di costruzione dell' indice composito di povertà

Nella letteratura più recente, è possibile riscontrare differenti approcci il cui obiettivo è quello di aggregare le molteplici dimensioni che contraddistinguono la povertà non monetaria, fenomeno così complesso che necessita di una valutazione di tipo “globale”, al fine di delineare un quadro che non trascuri alcune peculiarità ritenute fondamentali per l'analisi (Montrone et al., 2007). Dunque, tra le metodologie più utilizzate menzioniamo sia quella che fa riferimento all'*approccio d'inerzia*, adottato in questa sede, che quella relativa all'*approccio d'entropia*. La scelta dell'approccio di inerzia è motivata dalla possibilità di eliminare sempre più l'arbitrarietà del calcolo legato alla stima dell' Indice Composito di Povertà (ICP) evitando, in tal modo, ridondanze nella selezione delle diverse dimensioni rilevanti per l'analisi della povertà. La tecnica di analisi fattoriale più adatta in questo caso è quella dell'analisi delle corrispondenze multiple (ACM) iniziale e finale. A tal proposito, per andare al di là di una semplice analisi descrittiva, con l'obiettivo di evidenziare le differenti dimensioni della povertà ed avere anche una fotografia globale dei numerosi legami esistenti tra le differenti dimensioni della povertà, oltre che per valutare la posizione della famiglie all'interno di un quadro che non tenga conto solo della dimensione monetaria della povertà, si è proceduto ad effettuare, su tutte le variabili non monetarie scelte per il lavoro in questione¹, l'*analisi iniziale delle corrispondenze multiple* (ACM iniziale).

L'obiettivo dell'ACM iniziale è quello di ridurre il numero iniziale delle variabili non monetarie individuate e di selezionare quelle più rilevanti per il calcolo dell'ICP. Le variabili selezionate sono solo quelle che rispettano la proprietà COPA (Consistenza Ordinale sul Primo Asse fattoriale) cioè quelle per cui si delinea un abbassamento del livello di benessere, caratterizzato dal passaggio da una situazione di ricchezza ad una situazione di maggior povertà.

Dopo aver selezionato le variabili che meglio spiegano il fenomeno oggetto di studio, è possibile focalizzare l'attenzione sulla computazione dell'Indice Composito di Povertà (ICP) (Asselin, 2002) che presenta la formulazione seguente:

$$ICP_m = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{j_k} W_{j_k}^k I_{j_k}^k}{K} \quad \text{dove} \quad (2.1)$$

¹ Partendo dal presupposto che l'obiettivo della suddetta analisi è di aggregare diverse dimensioni della povertà non monetaria per cercare di avere una visione globale dello stesso fenomeno povertà, le variabili utilizzate nel presente lavoro sono: livello di istruzione, condizione lavorativa, condizioni dell'abitazione, accesso all'impianto fognario, fonte idrica, fonte energetica, possesso di beni durevoli.

K : numero degli indicatori;

J_k : numero delle categorie dell'indicatore k ;

$I_{j_k}^k$: variabile binaria 0/1, che assume valore pari ad 1 quando l'unità ha categoria J_k ;

W_j^k : peso della categoria J_k .

Il valore dell' ICP per ogni famiglia m corrisponde alla media degli scarti normalizzati delle singole categorie di variabili J_k . Ciascuna categoria J_k è ponderata da un peso W_j^k pari alla media degli scarti normalizzati delle singole unità appartenenti alla suddetta categoria. L'Indice Composito di Povertà per ciascuna i -esima famiglia può essere scritto anche come segue:

$$ICP_i = \frac{1}{K} (W_1 I_{i_1} + W_2 I_{i_2} + W_3 I_{i_3} + \dots + W_p I_{i_p}) \cdot I_{p,p} = 1 \quad (2.2)$$

dove p è la variabile binaria che assume rispettivamente valore 0 o 1.

3. Risultati dell'ACM finale in Albania e Marocco

Le differenze esistenti tra i due contesti oggetto di analisi, sia a livello rurale che urbano, sono state evidenziate grazie al confronto dei valori ottenuti dal calcolo dell'Indice Composito di Povertà. L'interpretazione dei valori ICP massimi e minimi consente di evidenziare gli eventuali elementi in comune e le relative differenze esistenti tra i due paesi. In particolare, i valori estremi assunti dall'ICP a livello urbano sono rispettivamente, per Albania 0,14 e per il Marocco -1,77, per le famiglie più povere, mentre 5,02 e 0,80, per le famiglie più ricche; a livello rurale, invece, i valori sono pari a 0 e -1,0, per le famiglie più povere, mentre 4,21 e 1,35 per le più ricche. La famiglia con il valore ICP più basso in Albania, pari a 0,14, presenta le seguenti caratteristiche: il capofamiglia è donna ed è in pensione; l'appartamento è di 40-69mq e la famiglia vive in condizioni inappropriate; l'istruzione è di primo livello; la famiglia appartiene al 1° quintile.

In Marocco, nonostante il valore minimo dell' ICP risulti essere pari a -1,77 (quindi inferiore a quello dell'Albania), le caratteristiche della famiglia sono pressoché le medesime; l'unica differenza si registra nel livello di istruzione del capofamiglia che, in questo caso, è analfabeta.

La famiglia con il valore ICP più alto in Albania, pari a 5,02, presenta le medesime caratteristiche di quella marocchina (ICP = 0,80): condizioni confortevoli dell'appartamento e appartenenza rispettivamente al 4° e 5° quintile;

l'unica differenza si registra nel il livello di istruzione del capofamiglia che, nel caso marocchino, risulta – anche in questo caso – essere analfabeta.

A livello rurale, con valori lievemente differenti (0 e -1,0) la situazione è pressoché la medesima delineata a livello urbano. L'unica differenza che emerge riguarda il livello di istruzione: di base, nel contesto albanese, totalmente assente, nel contesto marocchino.

4. Teoria ed applicazione degli indici Foster Greek e Thorbecke (1984)

Tra gli indicatori maggiormente utilizzati in letteratura per la quantificazione del fenomeno povertà, il più diffuso è quello proposto da Foster-Greer-Thorbecke (1984). La formula generale dell'indice di povertà è data dalla seguente espressione:

$$P = P(\mathbf{Z}|\mathbf{m}, \mathbf{L}) \quad (4.1)$$

dove \mathbf{m} è la media del reddito pro-capite, \mathbf{Z} è la soglia di povertà – determinata in modo esogeno – ed infine \mathbf{L} è un parametro che caratterizza la distribuzione del reddito (misurata mediante la funzione di Lorenz). La classe degli indici FGT è differente a seconda che si tratti di una distribuzione continua o discreta, in quest'ultimo caso:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{Z - Y_i}{Z} \right)^{\alpha} \quad (4.2)$$

dove, \mathbf{Z} rappresenta la soglia di povertà, \mathbf{Y}_i è il reddito o la spesa pro-capite della popolazione povera (\mathbf{q}), \mathbf{N} è la popolazione totale ed infine il parametro α . Quest'ultimo è un parametro che indica il grado di avversione alla povertà e tre sono i valori che risultano significativi:

- i) $\alpha = 0$ indice di diffusione o di indice numerico, capace solamente di individuare la porzione di popolazione indigente;
- ii) $\alpha = 1$ indice volumetrico, adatto alla misura dell'intensità della povertà, ovvero indica di quanto in media il reddito o il consumo della popolazione povera si discosta dalla soglia di povertà;
- iii) $\alpha = 2$ indice di severità della povertà, risente soprattutto della distribuzione del reddito tra i più poveri, perché attribuisce un peso maggiore ai divari maggiori.

Rapportando la suddetta metodologia di calcolo a livello multidimensionale, il problema legato alla scelta della soglia di povertà è molto meno accentuato, dato che non si può far riferimento ad una soglia di povertà assoluta poiché l'ICP utilizzato non considera la dimensione nutritiva che consente di definire una soglia minima di sussistenza. Pertanto la soglia di povertà adottata è di tipo relativo e rappresenta il 60% della mediana della distribuzione dell'ICP.

Dunque, la soglia di povertà multidimensionale, sarà pari a:

$$Z_i = 0,6 * ICP_{i \text{ mediano}} \quad (4.3)$$

dove $i=1$ o $i=2$ rispettivamente per il livello urbano e quello rurale.

5. Risultati e conclusioni

Applicando gli indicatori proposti da Foster-Greer-Thorbecke (P_α) all'Indice Composito di Povertà (ICP), si ottengono indici di povertà di tipo multidimensionale con lo scopo di misurare il tasso ($\alpha = 0$), l'intensità ($\alpha = 1$) e la profondità della povertà ($\alpha = 2$), a livello non monetario. L'obiettivo finale è di mettere in relazione i due paesi oggetto di studio – il Marocco e l'Albania – e dal confronto dei risultati ottenuti, dimostrare che, nonostante si tratti di due paesi appartenenti al Bacino del Mediterraneo, si differenziano in molteplici aspetti. I valori della povertà multidimensionale su scala nazionale, nei due paesi oggetto di analisi (Tabella 1) sono, infatti, sensibilmente differenti: per il Marocco la percentuale di poveri è pari al 12,1% mentre, per l'Albania pari al 57,2%.

I valori dei suddetti tassi si attestano rispettivamente intorno al 18,3% e all'84,7%, a livello rurale, e al 7,4% e al 22,8%, a livello urbano. Anche per le altre misure della povertà – cioè intensità e severità- si registrano le medesime differenze. Inoltre, si può affermare che la misura della povertà multidimensionale, in relazione al luogo di residenza, è più accentuata rispetto a quella monetaria per entrambi i casi. Infatti si passa dall'8,9%² (povertà monetaria) al 12,0% (povertà multidimensionale) per quanto riguarda il Marocco e dal 18,5%³ (povertà monetaria) al 57,2% (povertà multidimensionale) per l'Albania.

² Calcoli a cura degli autori svolti a partire dai dati relativi all'indagine l'ENNVN 2006/07.

³ Calcoli a cura degli autori, svolti sulla base dei dati relativi all'indagine LSMS 2005.

Tabella 1 – *Povert  non monetaria calcolata per contesto di residenza. Marocco 2006/07; Albania 2005.*

Contesto di residenza	Povert� Multidimensionale Marocco 2006/07			Povert� Multidimensionale Albania 2005		
	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
Urbano	7,4	1,9	0,8	22,8	5,2	2,02
Rurale	18,3	6,2	3,2	84,7	34,8	18,39
Totale	12,1	3,8	1,9	57,2	21,80	11,20

Fonte: elaborazioni su dati delle indagini LSMS 2005 e ENNVN 2006/07.

La valutazione della misura povert  in relazione al livello di istruzione del capofamiglia, seppur presenti valori apparentemente divergenti nei due paesi di riferimento, consente di affermare la presenza di tendenze comuni. Infatti, la misura della porzione di popolazione senza alcun titolo di studio (Tabella 2), rappresenta il valore pi  elevato sia in Marocco (17,2%) che in Albania (77,9%).

Inoltre,   possibile rilevare che la tendenza dell'analisi della povert  multidimensionale messa in relazione con il livello di istruzione,   la medesima in entrambe i paesi: la povert , infatti,   funzione decrescente del livello di istruzione.

Tabella 2 – *Povert  non monetaria calcolata in relazione al livello d'istruzione del capo famiglia. Marocco 2006/07; Albania 2005.*

Livello di istruzione del capofamiglia	Povert� Multidimensionale Marocco 2006/07			Povert� Multidimensionale Albania 2005		
	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
Nessun Titolo	17,2	5,4	2,7	77,94	37,01	22,34
Scuola Primaria	5,4	1,5	0,7	37,01	30,43	16,09
Scuola Secondaria	1,7	0,4	0,2	37,96	10,35	4,15
Universit�	0,4	0,2	0,1	10,79	20,96	0,54

Fonte: elaborazioni su dati delle indagini LSMS 2005 e ENNVN 2006/07.

L'analisi della povert  in relazione alla numerosit  della famiglia, mostra come il tasso di povert  multidimensionale   strettamente connesso, in maniera pi  o meno che proporzionale, con il numero di componenti della famiglia stessa. A tal proposito infatti, sono state osservate differenti tendenze nei due paesi oggetto di analisi. In Albania la povert    funzione crescente della dimensione della famiglia, infatti, come si riscontra dalla Tabella 3, si passa da valori di povert  pari a 55,3%, per famiglie con un solo componente, a valori pari a 79,5%, per famiglie con pi  di dieci componenti; in Marocco, al contrario, assumono particolare rilievo le

famiglie con un solo individuo, i cui valori della povertà si attestano intorno al 26,2%, e quelle con più di dieci componenti (15,1%).

Tabella 3 – *Povertà non monetaria calcolata in relazione alla dimensione della famiglia. Marocco 2006/07 e Albania 2005.*

Numerosità della famiglia	Povertà Multidimensionale Marocco 2006/07			Povertà Multidimensionale Albania 2005		
	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
Una persona	26,2	10,1	5,3	55,25	19,39	9,9
Da 2 a 3 persone	12,8	4,2	2,0	44,36	14,92	7,06
Da 4 a 6 persone	11,4	3,6	1,8	57,08	21,00	10,65
Da 7 a 9 persone	11,6	3,4	1,7	74,26	32,98	17,90
Più di 10 persone	15,1	4,4	2,1	79,46	36,82	23,42

Fonte: elaborazioni su dati dell'indagine LSMS 2005 e ENNVN 2006/07.

Infine, riguardo l'analisi dei quintili, essa risulta essere l'unico strumento capace di mettere in relazione la povertà monetaria con quella non monetaria. L'obiettivo è valutare qual è la percentuale di poveri non monetari all'interno di quelli monetari, e viceversa, e di comprendere se i poveri di tipo non monetario sono esposti nella stessa maniera alla povertà monetaria. Questo per dimostrare che i due tipi di povertà non possono essere indipendenti tra loro in particolar modo se si verifica un caso di famiglia ricca dal punto di vista reddituale, a cui però non è garantito il benessere sociale. Pertanto si registra un decremento significativo (vedi Tabella 4) della povertà multidimensionale in entrambi i paesi, man mano che si passa dalla popolazione più debole, appartenente al primo quintile, a quella più agiata, rientrando nell'ultimo quintile.

Tabella 4 – *Povertà non monetaria per quintili di spesa pro-capite. Marocco 2006/07 e Albania 2005.*

Quintili di spesa	Povertà Multidimensionale Marocco 2006/07			Povertà Multidimensionale Albania 2005		
	P_0	P_1	P_2	P_0	P_1	P_2
1	33,4	11,8	6,4	90,85	45,07	27,23
2	15,0	4,1	1,7	76,08	28,97	14,53
3	7,8	1,9	0,8	55,24	18,09	7,90
4	3,3	0,8	0,3	42,38	12,04	4,79
5	1,0	0,2	--	23,02	4,78	1,50

Fonte:elaborazioni su dati delle indagini LSMS 2005 e ENNVN 2006/07.

Bibliografia essenziale

- ASSELIN L.M. (2002). Indicateur composite de la pauvreté multidimensionnelle: théorie, Papier de recherche du CECI, Québec.
- BOURGUIGNON F., CHAKRAVARTY S.R. (2003). “The measurement of multidimensional poverty”, *Journal of Economic inequality*, 1: 25-49.
- CHELI B., LEMMI A. (1995). “A "Totally" Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty”, *Economic Notes*, 24 (1): 115-134.
- COSTA M., (2003-02). *A Comparison between unidimensional and multidimensional approaches to the measurement of poverty*, IRISS Working Paper Series, CEPS.
- FOSTER J., GREER J., THORBECKE E. (1984), “A Class of Decomposable Poverty Measures”, *Econometrica*, 52: 761-765.
- MONTRONE S., PERCHINUNNO P., TORRE C. M. (2007). “L’ approccio fuzzy per la valutazione della povertà urbana”, AISRE, XXVIII Conferenza Italiana di Scienze Regionali Bolzano, 26-28 Settembre 2007.
- ZADEH L.A. (1965). “Fuzzy sets, Information and Control”, *Information and Control*, 8(3): 338-353.

SUMMARY

In this work we will deepen the multidimensional phenomenon of poverty in Albania (2005) and in Morocco (2006/07). In the first part we will show how calculate the Composite Indicator of Poverty (CIP) by using the multiple correspondence analysis (MCA) method. However, in the second part we will estimate multidimensional FGT indices in order to underline differences and similarities between the two countries under analysis.

Federica BORZILLO, Dottoranda di ricerca, DSSM – Università di Bari.

Abdeljaouad EZZRARI, Observatoire des Conditions de Vie de la Population Haut Commissariat au Plan, Rabat.

Roberta PACE, Professore associato di Demografia, DSSM – Università di Bari.

VARIANZA DELLO STIMATORE CALIBRATO IN PRESENZA DI INFORMAZIONI AUSILIARIE CAMPIONARIE

Claudio Ceccarelli, Giovanni Maria Giorgi, Alessio Guandalini

1. Introduzione

Le principali indagini svolte dagli istituti nazionali di statistica impiegano stimatori che ricorrono ad informazioni ausiliarie altamente correlate con le variabili di interesse al fine di migliorare l'accuratezza delle stime. Tra questi stimatori, detti indiretti, vi sono quello di regressione generalizzata (*GREG*) e quello di ponderazione vincolata (*PV*), anche detto stimatore calibrato. Quest'ultimo, messo a punto da Deville e Särndal (1992), viene comunemente utilizzato nelle principali indagini campionarie su larga scala.

La definizione originale consente il ricorso a variabili ausiliarie, utilizzate come vincoli, provenienti da fonte amministrativa e quindi prive da errore di tipo campionario. Nel caso di indagini condotte sulle famiglie, i vincoli riguardano generalmente variabili demografiche come popolazione per età, sesso e dominio territoriale note da fonte anagrafica. Tuttavia, l'esigenza di produrre stime coerenti con altre indagini campionarie che si riferiscono allo stesso periodo, o con stime ottenute dalla stessa indagine in occasioni precedenti, ha fatto sì che nell'insieme di variabili ausiliarie fossero inserite anche stime affette da errore campionario. In quest'ultimo caso si pone il problema di come tale errore possa ripercuotersi sull'efficienza della stima della variabile di interesse.

L'obiettivo di questo lavoro è, quindi, quello di mettere a punto uno stimatore della varianza in grado di misurare, per campioni complessi, l'aggiunta di errore commesso con lo stimatore di ponderazione vincolata che utilizza anche variabili stimate da altre indagini campionarie.

La metodologia proposta, relativa allo stimatore del totale, viene applicata all'indagine Istat su redditi e condizioni di vita (It-Silc), nella quale i coefficienti di riporto all'universo sono determinati utilizzando anche vincoli di natura campionaria desunti dall'indagine sulle forze di lavoro (LFS).

2. Lo stimatore calibrato

Su ciascuna unità del campione sono rilevate, oltre alla variabile di interesse Y , una serie di variabili ausiliarie ($j = 1, \dots, J$) sintetizzate dal vettore $\mathbf{x} = (x_{1k}, \dots, x_{jk}, \dots, x_{Jk})'$, così per ciascuna unità campionaria si ha un vettore (y_k, \mathbf{x}_k) composto da $J + 1$ osservazioni. Il vettore delle informazioni ausiliarie, e in particolar modo il vettore dei totali di queste, $\mathbf{X} = \sum_{k \in U} \mathbf{x}_k = (\sum_{k \in U} x_{1k}, \dots, \sum_{k \in U} x_{jk}, \dots, \sum_{k \in U} x_{Jk})$, può essere utilizzato per migliorare le stime della variabile di interesse.

Deville e Särndal (1992, p. 376) in base all'idea che "...weights that perform well for the auxiliary variable also should perform well for the study variable" hanno messo a punto lo stimatore PV in grado di sfruttare l'informazione desunta da totali noti delle variabili ausiliarie, riferita alla popolazione oggetto d'indagine, per produrre stime più accurate dei parametri oggetto di studio.

Lo stimatore di ponderazione vincolata, $\hat{Y}_{PV} = \sum_{k \in S} y_k w_k$, assegna a tutti gli individui campione (Lemaître e Dufour, 1987, p. 199) pesi finali w_k che, per una data funzione di distanza, sono in media il più vicino possibile ai pesi base $d_k = 1/\pi_k$ (dove π_k è uguale alla probabilità di inclusione del primo ordine assegnata dallo stimatore di Horvitz-Thompson (HT)) e che rispettano un sistema di vincoli con il vettore dei totali noti \mathbf{X} (Deville *et al.*, 1993, p. 1013).

Lo stimatore PV coincide asintoticamente con lo stimatore di regressione generalizzato ($GREG$) quando la funzione utilizzata per misurare la distanza tra i pesi w_k e d_k è lineare in \mathbf{x} (Deville e Särndal, 1992, pp.377-380; Singh e Mohl, 1996, pp. 108-114). Questo risultato è fondamentale per arrivare a determinare un'espressione analitica della varianza di \hat{PV} .

La varianza asintotica dello stimatore PV , seguendo Deville e Särndal (1992, pp. 379-380), coincide con quella dello stimatore $GREG$ e una stima corretta di tale quantità è:

$$var(\hat{Y}_{PV}) = \sum_{k \in S} \sum_{l \neq k} \frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}} \left(\gamma_{ks} \frac{\hat{e}_k}{\pi_k} \right) \left(\gamma_{ls} \frac{\hat{e}_l}{\pi_l} \right) \quad (1)$$

dove \hat{e}_k sono i residui del modello di regressione per la generica unità k e $\Delta_{kl} = \pi_{kl} - \pi_k \pi_l$.

3. La varianza dello stimatore PV con vincoli campionari

Lo stimatore PV , nella definizione originaria, garantisce la coerenza con una fonte esterna (amministrativa o censuaria) priva di errore campionario in quanto la stima dei totali è vincolata con certezza ad un vettore \mathbf{X} di totali noti. È possibile, tuttavia, vincolare la stima dei totali al vettore $\hat{\mathbf{X}}$ ($\hat{\mathbf{X}} = \hat{X}_1, \dots, \hat{X}_j, \dots, \hat{X}_J$) di stime delle

medesime quantità ottenute da un'altra indagine (Deville, 1999, p. 207). In questo caso sia il vettore che si stima con i dati del campione ($\hat{\mathbf{X}} = w_k \mathbf{x}_k$), sia il vettore dei totali noti ($\hat{\mathbf{X}}$), a cui si vincola tale stima, sono affetti da errore campionario.

Questo non comporta variazioni nell'espressione dello stimatore del totale, ma rende necessario studiare ulteriormente le proprietà, ed in particolare la varianza dello stimatore calibrato con vincoli campionari ($\hat{P}\hat{V}$), poiché non è detto che le stime ottenute attraverso la calibrazione con altre stime siano più efficienti. Le proprietà dello stimatore $\hat{P}\hat{V}$ possono essere studiate facendo ricorso alla convergenza asintotica di PV allo stimatore *GREG* seguendo un approccio *condizionato e non condizionato* (Ballin *et al.*, 2000, pp. 48-51).

Nell'approccio non condizionato si assume che il vettore delle stime $\hat{\mathbf{X}}$ sia una costante e, quindi, la varianza campionaria dello stimatore $\hat{P}\hat{V}$ è uguale a quella della (1). Questa ipotesi fa sì che lo stimatore sia vincolato a totali che, in quanto stime, potrebbero risultare distorti. È necessario, dunque, valutare la sua varianza ed anche la sua distorsione, $bias(\hat{Y}_{\hat{P}\hat{V}}) = \mathbf{B}'(\hat{\mathbf{X}} - \mathbf{X})$. Di conseguenza, il suo *MSE* è:

$$MSE(\hat{Y}_{\hat{P}\hat{V}}) = \sum_{k \in S} \sum_{l \neq k} \frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}} \left(\gamma_{ks} \frac{\hat{e}_k}{\pi_k} \right) \left(\gamma_{ls} \frac{\hat{e}_l}{\pi_l} \right) + [\mathbf{B}'(\hat{\mathbf{X}} - \mathbf{X})]^2. \quad (2)$$

Nell'ottica condizionata, invece, si valutano le proprietà dello stimatore tenendo conto anche della variabilità delle stime desunte dalla fonte esterna campionaria.

Tenendo conto dei totali delle variabili ausiliarie desunte da altre indagini, e quindi affette anch'esse da errore campionario, lo stimatore di regressione

$$\hat{Y}_{GREG} = \hat{Y}_{HT} + \mathbf{B}'(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}}_{HT}), \text{ diventa:} \\ \hat{Y}_{\hat{G}REG} = \hat{Y}_{HT} + \mathbf{B}'(\hat{\mathbf{X}} - \hat{\mathbf{X}}_{HT}). \quad (3)$$

La (3) può essere scissa (Ballin *et al.*, 2000, p. 48) nella somma di due elementi: $A_1 = \hat{Y}_{HT} + \mathbf{B}'(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}}_{HT})$ che coincide con lo stimatore *GREG* e $A_2 = \mathbf{B}'(\hat{\mathbf{X}} - \mathbf{X})$ uguale a $bias(\hat{Y}_{\hat{P}\hat{V}})$.

Nel caso in cui le due indagini siano indipendenti tra loro, seguendo Ballin *et al.* (2000), anche le quantità A_1 e A_2 sono indipendenti e una stima asintoticamente corretta della varianza è:

$$var(\hat{Y}_{\hat{P}\hat{V}}) = var(\hat{Y}_{\hat{G}REG}) = var(A_1) + var(A_2) = \\ = \sum_{k \in S} \sum_{l \neq k} \frac{\Delta_{kl}}{\pi_{kl}} \left(\gamma_{ks} \frac{\hat{e}_k}{\pi_k} \right) \left(\gamma_{ls} \frac{\hat{e}_l}{\pi_l} \right) + \sum_{j=1}^J B_j^2 var(\hat{X}_j) + \sum_{j=1}^J \sum_{j' \neq j} B_j B_{j'} cov(\hat{X}_j, \hat{X}_{j'}) \quad (4)$$

dove, il primo termine misura l'errore nella stima della variabile Y per l'indagine in questione ed è uguale alla varianza (1), e gli altri due misurano l'errore aggiuntivo che si commette vincolando la stima dei totali delle variabili ausiliarie ad un'altra indagine affetta a sua volta da errore campionario. Le componenti B_j sono i

coefficienti di regressione del relativo modello associati alla j -ma variabile ausiliaria.

Nella proposta originaria la (4) si riferisce al caso di un campione casuale semplice, mentre nell'applicazione che segue è estesa al caso di un campione complesso a due stadi con stratificazione delle unità di primo livello. La differenza sostanziale sta nel fatto che nel caso del campione casuale semplice $\pi_k = n/N$, mentre nel caso sviluppato $\pi_k = n_h(P_h/P_{hi})(M_{hi}/m_{hi})$, dove gli indici h e i indicano rispettivamente lo strato e il comune dello strato, n_h indica il numero di comuni campione dello strato h , P_h la popolazione residente, M_{hi} le famiglie residenti nel comune i dello strato h e m_{hi} il relativo numero di famiglie nel campione.

4. L'indagine italiana sui redditi e le condizioni di vita (It-Silc)

Il disegno campionario, programmato ed implementato in funzione dei principali obiettivi di stima di It-Silc¹, è basato su quattro campioni longitudinali indipendenti. Tali campioni sono ruotati in modo che in ogni anno sia completato un campione longitudinale con la raccolta della quarta *wave* e venga avviato un nuovo campione.

Ciascun campione longitudinale è ricavato attraverso un disegno a due stadi: le unità di primo stadio, i comuni, sono stratificati per regione e dimensione demografica, mentre le unità di secondo stadio, le famiglie, sono selezionate dai registri di popolazione dei comuni estratti.

L'indagine è armonizzata a livello Europeo; per quanto riguarda la strategia di ponderazione, Eurostat ha suggerito di utilizzare come totali noti la popolazione residente per regione, sesso e età e il numero di famiglie residenti. L'Istat ha seguito questa direttiva ampliando, però, il numero di vincoli. Attualmente, infatti, utilizza un sistema di 163 vincoli, di cui 141 noti da fonti amministrative (variabili demografiche desunte dal Censimento 2001, Bilancio demografico, Bilancio demografico degli stranieri) e 22 provenienti dalla LFS del quarto trimestre dell'anno di riferimento del reddito. I vincoli campionari utilizzati sono relativi alla condizione lavorativa e al livello di istruzione in modo da vincolare il reddito alle stime di variabili altamente correlate provenienti dalla fonte ufficiale del mercato del lavoro (Ceccarelli e Cuttillo, 2007)².

¹ Per un quadro più completo dell'indagine si rimanda a Ceccarelli *et al.* (2008).

² La strategia di ponderazione di It-Silc, prevede due passi di calibrazione. Nel primo si utilizzano, tra gli altri, i vincoli provenienti dalla LFS nel secondo i vincoli suggeriti da Eurostat. Per valutare l'efficacia derivante dall'introduzione dei vincoli campionari rispetto al caso in cui questi non sono considerati, sono stati ricalcolati i coefficienti di riporto all'universo unendo i due insiemi di vincoli in un solo passo di calibrazione.

5. Applicazione e risultati

Nell'applicazione su dati It-Silc 2009 sono stati calcolati e confrontati tra loro i valori delle stime e degli errori dell'ammontare totale delle varie tipologie di reddito per i diversi domini territoriali. Le stime dei totali e delle varianze sono state ottenute mediante gli stimatori PV e \widehat{PV} con approccio condizionato e non condizionato. Per quest'ultimi due il sistema dei vincoli ha compreso anche le stime dei totali su occupazione e titolo di studio provenienti dalla LFS del IV trimestre 2008 (cfr. Tabella 1).

Con riferimento alla (4), il calcolo delle stime e degli errori campionari è stato svolto con l'ausilio del software GENESEES (GENeralised software for Sampling Estimates and Error in Surveys) per la parte relativa a $var(A_1)$, mentre per la parte relativa a $var(A_2)$ sono state sviluppate procedure ad hoc in ambiente SAS.

La differenza tra le stime ottenute con e senza vincoli campionari può essere interpretata come una misura della distorsione della stima senza vincoli sul livello di istruzione, ma soprattutto sulla condizione occupazionale. Questa distorsione è dovuta principalmente alla mancanza di rappresentatività nel campione di alcune categorie occupazionali particolarmente "ostili" alle rilevazioni sul reddito, come quella degli autonomi, o della sovra-rappresentazione degli inattivi, maggiormente reperibili al momento della rilevazione.

Con riferimento alla stima e all'errore relativo (CV) del reddito degli autonomi si può osservare un importante risultato.

Tabella 1 - Errori indagine It-Silc 2008 senza vincoli RCFL e con vincoli RCFL e tipo di approccio e tipologia di reddito

Ripartizioni Geografiche	no RCFL			Stima del Totale	RCFL		Approccio condizionato	
	Stima del Totale	Varianza	CV%		Approccio non condizionato	Varianza	CV%	Varianza
Reddito Familiare Totale								
<i>Nord-Ovest</i>	2.23E+11	7.50E+18	1.229	2.23E+11	5.05E+18	1.010	5.12E+18	1.017
<i>Nord-Est</i>	1.57E+11	2.68E+18	1.044	1.57E+11	2.29E+18	0.965	2.34E+18	0.975
<i>Centro</i>	1.54E+11	3.50E+18	1.213	1.54E+11	2.49E+18	1.026	2.53E+18	1.034
<i>Sud</i>	1.32E+11	2.67E+18	1.240	1.30E+11	1.55E+18	0.960	1.61E+18	0.977
<i>Isole</i>	6.30E+10	1.21E+18	1.748	6.25E+10	6.26E+17	1.267	6.55E+17	1.295
<i>Italia</i>	7.29E+11	1.76E+19	0.575	7.25E+11	1.20E+19	0.478	1.22E+19	0.482

Tabella 1 (segue) - Errori indagine It-Silc 2008 senza vincoli RCFL e con vincoli RCFL e tipo di approccio e tipologia di reddito

Ripartizioni Geografiche	no RCFL			Stima del Totale	RCFL		RCFL	
	Stima del Totale	Varianza	CV%		Approccio non condizionato	Approccio Condizionato	Varianza	CV%
Reddito individuale								
<i>Nord-Ovest</i>	2.22E+11	6.24E+18	1.127	2.21E+11	4.06E+18	0.910	4.13E+18	0.917
<i>Nord-Est</i>	1.56E+11	2.63E+18	1.042	1.56E+11	1.95E+18	0.898	2.00E+18	0.908
<i>Centro</i>	1.53E+11	3.52E+18	1.227	1.52E+11	2.36E+18	1.009	2.41E+18	1.019
<i>Sud</i>	1.31E+11	2.57E+18	1.227	1.29E+11	1.27E+18	0.875	1.32E+18	0.893
<i>Isole</i>	6.23E+10	1.27E+18	1.811	6.18E+10	5.87E+17	1.241	6.14E+17	1.269
<i>Italia</i>	7.23E+11	1.62E+19	0.557	7.20E+11	1.02E+19	0.444	1.05E+19	0.449
Reddito da lavoro								
<i>Nord-Ovest</i>	1.47E+11	5.18E+18	1.546	1.47E+11	3.34E+18	1.246	3.41E+18	1.260
<i>Nord-Est</i>	1.04E+11	2.29E+18	1.448	1.04E+11	1.61E+18	1.218	1.64E+18	1.228
<i>Centro</i>	1.02E+11	3.03E+18	1.714	1.01E+11	1.89E+18	1.360	1.90E+18	1.365
<i>Sud</i>	8.42E+10	2.20E+18	1.762	8.18E+10	1.09E+18	1.279	1.10E+18	1.283
<i>Isole</i>	3.87E+10	1.40E+18	3.061	3.79E+10	4.87E+17	1.843	4.92E+17	1.852
<i>Italia</i>	4.76E+11	1.41E+19	0.789	4.72E+11	8.42E+18	0.615	8.55E+18	0.620
Reddito da lavoro autonomo								
<i>Nord-Ovest</i>	4.34E+10	4.76E+18	5.024	4.34E+10	2.61E+18	3.724	2.64E+18	3.740
<i>Nord-Est</i>	3.06E+10	2.20E+18	4.858	3.06E+10	1.24E+18	3.640	1.26E+18	3.667
<i>Centro</i>	3.02E+10	2.04E+18	4.725	3.03E+10	1.31E+18	3.777	1.33E+18	3.800
<i>Sud</i>	2.17E+10	1.12E+18	4.876	2.11E+10	7.33E+17	4.063	7.46E+17	4.097
<i>Isole</i>	9.25E+09	3.93E+17	6.780	9.07E+09	2.97E+17	6.013	3.03E+17	6.068
<i>Italia</i>	1.35E+11	1.05E+19	2.399	1.34E+11	6.20E+18	1.851	6.27E+18	1.862
Reddito da lavoro dipendente								
<i>Nord-Ovest</i>	1.04E+11	1.95E+18	1.345	1.03E+11	9.06E+17	0.922	9.79E+17	0.959
<i>Nord-Est</i>	7.39E+10	1.09E+18	1.413	7.35E+10	4.17E+17	0.878	4.66E+17	0.928
<i>Centro</i>	7.13E+10	1.57E+18	1.756	7.07E+10	5.68E+17	1.065	6.24E+17	1.116
<i>Sud</i>	6.25E+10	1.42E+18	1.904	6.07E+10	4.08E+17	1.052	4.57E+17	1.112
<i>Isole</i>	2.95E+10	1.05E+18	3.483	2.88E+10	3.12E+17	1.939	3.31E+17	1.999
<i>Italia</i>	3.41E+11	7.08E+18	0.780	3.37E+11	2.61E+18	0.479	2.86E+18	0.502
Reddito da pensione								
<i>Nord-Ovest</i>	6.00E+10	6.50E+17	1.344	6.03E+10	5.76E+17	1.259	5.85E+17	1.269
<i>Nord-Est</i>	3.95E+10	2.80E+17	1.340	3.97E+10	2.59E+17	1.280	2.66E+17	1.298
<i>Centro</i>	4.23E+10	4.31E+17	1.549	4.24E+10	3.74E+17	1.442	3.81E+17	1.456
<i>Sud</i>	3.74E+10	3.18E+17	1.507	3.78E+10	2.56E+17	1.337	2.62E+17	1.352
<i>Isole</i>	1.91E+10	1.64E+17	2.124	1.93E+10	1.31E+17	1.875	1.34E+17	1.896
<i>Italia</i>	1.98E+11	1.84E+18	0.684	2.00E+11	1.60E+18	0.633	1.63E+18	0.639

A fronte di una variazione esigua della stima, utilizzando variabili ausiliarie affette da errore, ma altamente correlate con la variabile reddito, si ha una drastica

riduzione del *CV* percentuale a livello nazionale (da 2,399% a 1,862%) e per ciascun dominio territoriale. Tale riduzione è più forte laddove vi è la percentuale più alta di lavoratori autonomi (Nord-Ovest e Nord-Est).

Il guadagno in termini di efficienza dovuto ad una più corretta specificazione del modello di regressione, grazie all'inserimento dei vincoli LFS, è tale da compensare ampiamente l'aumento dell'errore dovuto alla natura campionaria dei vincoli (1.851% vs 1,862% a livello nazionale).

6. Conclusioni

L'espressione analitica della varianza dello stimatore \widehat{PV} consente di misurare l'errore aggiuntivo commesso nello stimare un parametro ricorrendo anche ad informazioni affette da errore campionario.

L'applicazione della metodologia sviluppata ai dati It-Silc ha reso necessario estendere la varianza dello stimatore \widehat{PV} al caso di campioni complessi.

In It-Silc l'introduzione di informazioni ausiliarie campionarie ha un impatto considerevole, data l'elevata correlazione, sia sul valore dell'ammontare totale del reddito sia sulla stima dell'errore. I vincoli hanno la funzione di rendere coerenti le stime con la principale fonte di informazione sul mercato del lavoro (LFS). Inoltre, consentono di rendere più rappresentativo un campione che potrebbe risultare particolarmente distorto a causa di un meccanismo che genera la mancata risposta sensibilmente lontano dalla condizione di *missing at random*. Questo aspetto è maggiormente evidente quando si considerano i redditi da lavoro autonomo (e quindi il numero degli autonomi).

Le differenze dei valori ottenuti nel calcolo degli errori tra l'approccio non condizionato e condizionato sono piuttosto piccole (l'errore relativo dell'approccio condizionato aumenta leggermente). Nel complesso, quindi, il ricorso a stimatori di ponderazione vincolata \widehat{PV} che utilizzano tra l'insieme di vincoli anche informazioni ausiliarie campionarie, migliora la qualità della stima e comporta un miglioramento notevole rispetto al caso in cui il sistema non contempla questi vincoli, a patto che le variabili ausiliarie campionarie siano altamente correlate con la variabile di interesse.

Ringraziamenti

Il presente lavoro è stato realizzato nell'ambito del progetto PRIN-2007: "Disuguaglianza, povertà ed esclusione sociale: analisi e coerenza delle fonti informative, nuove misure e modelli interpretativi".

Riferimenti bibliografici

BALLIN M., FALORSI P. D., RUSSO A. 2000. Condizioni di Coerenza e Metodi di Stima per le Indagini Campionarie sulle Imprese. *Rivista di Statistica Ufficiale*. 2000, n. 2, pp. 31-52.

CECCARELLI C., CUTILLO A. 2007. Il Trattamento della Mancata Risposta Totale nell'Indagine Eu-Silc: Una Valutazione Tramite una Misura del Cambiamento. *Congiuntura*. Udine: CREF, 1° trimestre, pp. 91-112.

CECCARELLI C., DI MARCO M., RINALDELLI C. 2008. L'indagine Europea sui Redditi e le Condizioni di Vita delle Famiglie (It-silc). *Metodi e Norme*. Istat, 2008, n. 37.

DEVILLE J. C., SÄRNDAL C.E. 1992. Calibration Estimators in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*. Giugno, 1992, vol. 87, n. 418, pp. 376-382.

DEVILLE J. C., SÄRNDAL C. E., SAUTORY, O. 1993. Generalized Raking Procedures in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*. Settembre, 1993, vol. 88, n. 243, pp. 1013-1020.

DEVILLE J.C. 1999. Simultaneous Calibration of Several Surveys. *Proceedings of statistic Canada Symposium 99. Combining Data from Different Sources*. Ottawa: Statistics Canada, Maggio 1999, pp. 207-212.

LEMAÎTRE G., DUFOUR. J. 1987. An integrated method for Weighting Persons and Families. *Survey Methodology*. Dicembre, 1987, vol. 13, n. 2, pp. 199-207.

SINGH A.C., MOHL C.A. 1996. Understanding Calibration Estimators in Survey Sampling. *Survey Methodology*. Dicembre, 1996, vol. 22, n. 2, pp. 107-115.

SUMMARY

The Italian National Institute of Statistics (Istat) introduced in Survey on Income and Living Condition (It-Silc) several constraints from the Labor Force Survey (LFS) to produce estimation consistent with official source of working market and to correct further the no answer mechanism. The aim of this article is to find a variance expression of calibrated estimator with sample auxiliary variables in complex sampling designs, and to measure the impact of additional error introduced has on the total amount estimation of different type of income.

Claudio CECCARELLI, Primo Ricercatore, Istituto Nazionale di Statistica, Direzione centrale per le indagini su condizioni e qualità della vita, clceccar@istat.it

Giovanni Maria GIORGI, Ordinario di Statistica, Università di Roma "La Sapienza", Dipartimento di Scienze Statistiche, giovanni.giorgi@uniroma1.it

Alessio GUANDALINI, Dottorando di Statistica, Università di Roma "La Sapienza", Dipartimento di Scienze Statistiche, alessio.guandalini@uniroma1.it

MULTIDIMENSIONAL POVERTY ACROSS EUROPE

Martina Celidoni, Isabella Procidano, Luca Salmasi

1. Introduction

Recently the analysis of poverty has evolved towards a multidimensional perspective, considering not only the economic dimension, i.e. income or consumption, but also other attributes regarded as determinant for an acceptable living standard.

The idea of enlarging the dimensions analysed is supported by several approaches: the basic-needs approach for instance regards poverty as lack of basic needs, also Sen's capability approach sees poverty as inability of possession of a wide range of characteristics related to the living standard, while the social exclusion perspective argues that poverty can be considered as an exclusion of individuals from standard way of living and basic social activities. All those approaches criticize the uni-dimensional analysis because limiting and argue that focusing the attention on poverty only as lowness of income depicts an incomplete picture of the phenomenon, sometimes with misleading conclusions (Madden, 2008).

With the aim of a more richer description of poverty in Europe, among elderly people, our paper adopts a multidimensional approach, considering as measure of well-being not only income but also health. Moreover the focus on elderly people is driven mainly by the fact that this part of the population has become relevant due to the substained aging process that Europe has occurred in the last decades. We are interested therefore in comparing poverty across Europe, in terms of income and health, for a more and more preeminent part of the population.

The development of multi-dimensional poverty is intrinsically motivated not only by the recognition that deprivation may occur in more than one dimension but also by the fact that the correlation between different dimensions of deprivation may not be perfect. If the aim is to identify poors and the correlation would be perfect in fact, the choice of the dimension upon which to measure the incidence of poverty is unimportant, since all dimensions will identify the same individuals as poor but if the degree of correlation between dimensions decreases, the case of a multi-dimensional approach becomes more persuasive (Madden, 2008). Using the Receiver Operating Characteristics curve (ROC) approach, we will examine the

correlation between income and health, to understand if a multidimensional approach is really useful to describe better the phenomenon and, if this is the case, we will compute some indexes of multidimensional poverty.

The paper is structured as follows: we first review briefly the multidimensional poverty approaches that we find in literature and some empirical findings about the relationship between income and health in Europe for elderly people, then we describe the data used for the analysis, the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) and methods, finally we conclude with the empirical results.

2. Literature review

Multidimensional analysis has been broadly used to compare poverty across Europe, also various reports have extended officially the analysis of monetary poverty by considering the interaction with non-monetary aspects (Eurostat, 2000 and 2002) and especially recently the importance of a multidimensional approach has been highlighted by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress (CMEPSP) that encourages the production of statistical indicators to measure social progress.

Given the intrinsic problem of summarizing information about several attributes, part of the literature on multidimensional poverty has focused on developing new measures, while other authors have tried to translate empirically the proposed indicators. Theoretically the multidimensional poverty can be found in the *fuzzy set theory*, that classifies poors according to grades of membership, in the *information theory approach*, whose basic concepts are useful to derive a multivariate generalization of the generalized entropy index and in the *axiomatic approach*, see D'Ambrosio et al. (2009) for a more detailed review of the relevant theoretical literature on multidimensional poverty. Among all the listed approaches, we will focus on the last mentioned, i.e. multidimensional poverty indexes derived axiomatically, where the basic idea is defining measures with a certain number of desirable properties.

All the approaches of multidimensional poverty are based on the idea that there is an imperfect correlation between dimensions, which causes a partial view of the social progress if relying only on a uni-dimensional measure: considering only income will ignore individuals who are not income poor, even though they may be poor in health. In this context therefore is also important to understand the relationship between dimensions and control for a real advantage in moving from a uni-dimensional to a multi-dimensional measure, advantage that increases the more

imperfect is the correlation between dimensions, at least from the point of view of identifying the poor.

Many studies have analysed the relationship between income and health, concluding that health conditions, especially for elderly people, are largely determined by socio-economic factors¹. Especially it has been found that those individuals with lower socio-economic status have a higher probability to contract illnesses, a lower life expectancy and are also more subjected to disabilities. Also for the first wave of SHARE the empirical results seem to suggest the same high correlation between income and self-reported health, which is an established predictor of morbidity and mortality (Bussini and Lanari, 2010).

All these findings would suggest a low attractiveness of a multidimensional analysis of poverty, since low income people are more likely poor in health, but, as we would like to determine explicitly if the multidimensional perspective is justified, we will examine the correlation between income and health using the Receiver Operating Characteristic curve (ROC) as in Madden (2008), providing a summary of the degree to which poverty in one dimension (health) acts as an indicator for poverty in the other dimension (income).

3. Data and methods

The data used for the analysis are those collected for SHARE in the year 2004 and 2006. The database, that is multidisciplinary, cross-national and panel, contains individual information on health and socio-economic status for more than 45000 individuals aged 50 or over.

Since we would like to compare poverty across Europe but also between the two waves, we selected only those countries that were present both in the first and second year of the survey; therefore the analysis is carried on for Austria, Germany, Sweden, Netherland, Spain, Italy, France, Denmark, Greece, Switzerland and Belgium.

As measure of health status we use the variable *self-reported health status* which is cathegorial, ranging from 1 (Excellent) to 5 (Poor) and, as measure of income, we use the disposable household income², equivalised using the squared

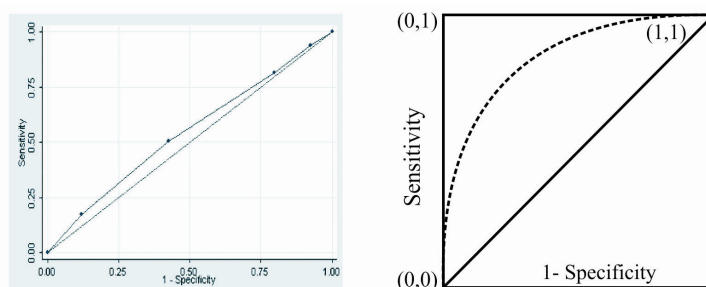
¹ Mackenbach et al., 2008, Socio-economic inequalities in health in 22 European Countries, The New England Journal of medicine, 358, pp. 2468-81.

² The disposable income is not present in the first wave of the survey, the only information available is the gross income of the household, therefore, to compute the disposable income, we use the average tax and social security contribution rates estimates at various multiples (67%, 100%, 133% and 167%) of the average annual gross wage earnings,

root of the household size.

In order to understand the correlation between health and income, we used the ROC curve, method originally used in the field of engineering or disease diagnosis, that measure the extent to which a given signal can detect an underlying condition. In our case we consider as underlying condition income poverty, therefore we define two categories, *poor* if the equivalised disposable household income is lower than the traditional relative poverty threshold (half of the median value for each year and each country) and *non-poor* otherwise. Given the two groups, we try to understand in what extent the health poverty line produces the *same* partition.

Figure 1 – An example of ROC curve (Italy, wave 2).



Those individuals that are poor according to both dimensions are called *true positive* (TP), those who are classified as non-poor by both health and income are called *true negative* (TN). If the health poverty threshold identifies as poor someone who is not according to income, he or she will be a *false positive* (FP), while *false negative* (FN) is someone poor in income but non-poor in health. The ROC curve exploits this classification to plot, on the vertical axis, the sensitivity or TP rate, $TP/(TP+FN)$, against 1- the specificity or TN rate, $TN/(FP+TN)$, on the horizontal axis, for all possible values of the health poverty threshold. The more correlated are the two dimensions, the higher will be the sensitivity and the specificity, in graphical terms (figure 1) the more one dimension acts as a signal of the other, the nearer will be the curve to the point (0,1). If the ROC curve lies on the 45° line, the probability of finding true positive is exactly equal to the probability of finding false positive, meaning that health is not informative as

Segue nota a pagina precedente: considering also the combined central and sub-central government income tax and security contribution. This method recalls what proposed by Hallberg (2006) who analyzed the cross-national differences in income poverty among European countries using the first wave of SHARE.

signal for income poverty, while if the curve is below the 45° line, this means that health acts as a contra-indicator for income poverty.

The area under the ROC curve can be a measure of the extent to which two dimensions of poverty are correlated in the sense of identifying the poor, we report therefore in table 1 the estimates of the areas in both waves (ROC1 and ROC2).

As suggested by Madden (2008), we transformed the ordinal measure of self-reported health into a cardinal one using an ordered probit model for each country and wave using as independent variables age, gender, education, marital status, information about chronic diseases or disabilities and income, then we take the linear prediction of this ordered probit and re-scale it so that it takes a value from 0 to 1 to maintain the relative approach to poverty.

After having analysed the correlation between health and income, we compute the multidimensional indexes of poverty, using the bidimensional union and intersection headcount ratios and the Bourguignon and Chakravarty's index (1), that can be viewed as a CES (Constant Elasticity of Substitution) weighted average of the Foster-Greer-Thorbecke poverty index.

$$P_{\alpha}^{\theta}(X; z) = 1/n \sum_{i=1}^n \{ \{ [\max(1-x_{i1}/z_1, 0)]^{\theta} + b^{\theta/\alpha} [\max(1-x_{i2}/z_2, 0)]^{\theta} \}^{\alpha/\theta} \} \quad (1)$$

More precisely the union headcount ratio identifies those who are poor in any one of the two dimensions considered, while the intersection headcount ratio is more restrictive and requires to be poor both in health and income. The multidimensional index of Bourguignon and Chakravarty takes into consideration also the effect of the substitutability between attributes, by satisfying the non-decreasing poverty under correlation increasing switch (NDCIS) or the converse property NICIS. The NDCIS demands that, if the two attributes are substitutes (complements), poverty should not decrease (increase) under a correlation increasing switch, i.e. an increase in the correlation between the attributes. The poverty thresholds are given by z_1 and z_2 and b is the relative weight given to poverty dimension 2, the parameter α reflects instead the relative weight attached to extreme poverty, while θ determines the elasticity of substitution between the shortfalls of the different attributes. The Bourguignon–Chakravarty index satisfies NDCIS or NICIS depending upon the relative values of α and θ , with NDCIS holding when $\alpha > \theta$.

4. Empirical results

Starting from the correlation between health and income poverty, we can notice in table 1 that Denmark and Sweden record the highest values of correlation, while Spain the lowest in both years. Moreover, the area under the ROC curves rises in the first year of the survey from 0.505 to 0.639, while in the second wave from 0.506 to 0.650, meaning that health conditions are not a perfect signal of income poverty and justifying therefore the multidimensional approach to describe poverty in Europe.

In table 1 we also summarize the head count ratios of income and health poverty: Switzerland seems to be the country where there is the largest portion of poors in income in both years, while Sweden records in the two waves low income poverty rates. Focusing on health instead those countries with the highest poverty in health are Netherland, Greece and Switzerland.

Table 1 – ROC areas and head count ratios for income and health, wave 1 and 2.

	<i>Obs1</i>	<i>Obs2</i>	ROC1	ROC2	Income1	Income2	Health1	Health2
AT	1853	1341	0.530	0.550	0.171	0.138	0.037	0.018
DE	2929	2568	0.602	0.555	0.159	0.178	0.030	0.024
SE	2930	2745	0.637	0.621	0.100	0.155	0.054	0.019
NL	2857	2661	0.543	0.586	0.164	0.159	0.077	0.098
ES	2329	2228	0.505	0.506	0.154	0.180	0.024	0.021
IT	2500	2983	0.577	0.544	0.187	0.161	0.038	0.044
FR	2931	2967	0.609	0.604	0.160	0.178	0.028	0.053
DK	1655	2616	0.639	0.650	0.176	0.170	0.033	0.094
GR	2840	3243	0.569	0.509	0.145	0.206	0.091	0.107
CH	944	1462	0.597	0.517	0.239	0.208	0.087	0.083
BE	3689	3169	0.523	0.526	0.140	0.140	0.066	0.054

If we summarize poverty in the two dimensions using the union approach, we find that Netherland and Switzerland are the two countries with the highest value of multidimensional poverty in 2004, the same index remains high even if slightly lower for Switzerland in 2006 and decreases for Austria, Italy and Belgium. The ranking changes if we consider the intersection approach: while in 2004 Switzerland has the highest value, in 2006 is Denmark that records the largest proportion of poors, Spain and Austria instead have the lowest value in both waves.

Looking at the Bourguignon and Chakravarty indexes, we can notice that if we give equal weights to income and health, Switzerland and Italy are the countries with the highest poverty in 2004, while if the relative importance of health

increases also Netherland and Greece have high poverty rates. In 2006 Switzerland, Greece and Spain record a high value for the multidimensional poverty index with equal weights for income and health, while if we triple the relative weight of health, also Netherland is among those countries with the highest poverty rates.

Table 2 – *Bi-dimensional headcount ratios (union and intersection) and Bourguignon and Chakravarty indexes of multidimensional poverty, wave 1 and 2.*

	Union		Intersection		BC ($\alpha=1, \theta=1, b=1$)		BC ($\alpha=1, \theta=1, b=3$)	
	w1	w2	w1	w2	w1	w2	w1	w2
AT	0.201	0.152	0.007	0.004	0.074	0.042	0.082	0.043
DE	0.177	0.192	0.013	0.010	0.056	0.077	0.060	0.080
SE	0.127	0.165	0.027	0.009	0.031	0.043	0.039	0.045
NL	0.224	0.221	0.016	0.035	0.076	0.081	0.121	0.122
ES	0.172	0.197	0.006	0.004	0.068	0.096	0.075	0.101
IT	0.209	0.192	0.016	0.012	0.085	0.091	0.092	0.105
FR	0.176	0.202	0.012	0.028	0.054	0.076	0.058	0.084
DK	0.197	0.221	0.012	0.043	0.050	0.061	0.068	0.085
GR	0.209	0.283	0.028	0.030	0.075	0.145	0.099	0.172
CH	0.279	0.264	0.048	0.027	0.113	0.102	0.148	0.136
BE	0.191	0.180	0.016	0.014	0.069	0.067	0.095	0.090

Our empirical results show that, in Europe among elderly people, the degree of correlation between the two poverty dimensions considered, income and health, is low, meaning that there is an advantage moving from the uni-dimensional to multi-dimensional poverty in order to give a more complete view of the phenomenon.

References

- BOURGUIGNON F. and S. CHAKRAVARTY, 2003. *The Measurement of Multidimensional Poverty*. Journal of Economic Inequality, vol. 1(1): 25-49.
- BUSSINI O. and D. LANARI, 2010. *Condizione socio-economica e disuguaglianze di salute nella popolazione anziana in Europa*. Rivista SIEDS, vol. LXIV(1-2): 55-62.
- D'AMBROSIO C., DEUTSCH J. and J. SILBER, 2009. *Multidimensional Approaches to Poverty Measurement: An Empirical Analysis of Poverty in Belgium, France, Germany, Italy and Spain, based on the European Panel*. Applied Economics, 1466-4283.
- FOSTER J., GREER J. and E. THORBECKE, 1984. *A Class of Decomposable Poverty Measures*. Econometrica, vol. 52 (3): 761-766.
- MADDEN D., 2008. *Health and Income Poverty in Ireland, 2003-2006*. University College Dublin, School Of Economics, Working Paper 200815.
- SEN A.K., 1999. *Development as freedom*. Oxford: Oxford University Press.

SUMMARY

Income poverty is commonly encountered in developing and developed countries alike, but in the latter case the incidence rate is lower. Beyond income, the health dimension is recalling the attention of a wide number of studies about poverty. A disjoint analysis of the two components could potentially lead to misleading results, especially in developed countries (Madden, 2008). In this framework Sen's Capability Approach emerged as the leading alternative to standard economic analysis of poverty and human development generally, arguing that poverty is not just low level of consumption or income, but it is a broader concept related to the inability of reaching an acceptable standard in several dimensions, e.g. health. This paper presents poverty according to the multidimensional approach.

The correlation between these two dimensions of poverty is examined using the Receiver Operating Characteristics curve (ROC). We are interested in comparing the dynamic of multidimensional poverty across European countries for elderly people, therefore we use data from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) for the years 2004-2006.

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

Isabella PROCIDANO, Associate Professor, Dep. of Economics, University of Venice

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

LA CONDIZIONE DI VITA DEGLI ANZIANI IN ITALIA

Paolo Consolini, Clodia Delle Fratte*

1. Introduzione

Nell'ultimo decennio l'attenzione dei mass media, dell'opinione pubblica e degli studiosi si è concentrata in misura crescente sui fenomeni di "esclusione sociale", "fragilità", "vulnerabilità sociale" che non si esauriscono nelle situazioni di povertà, analizzate comunemente in termini strettamente monetari. In questa ricerca si farà riferimento agli anziani che costituiscono un segmento di popolazione di rilevante interesse nell'ambito dello studio della povertà e dell'esclusione sociale. Il presente lavoro si propone di analizzare, attraverso l'utilizzo di tecniche statistiche multivariate¹, aspetti connessi alla partecipazione sociale, all'accesso ai servizi alla persona e alla condizioni di vita degli anziani. I dati utilizzati si riferiscono un modulo ad hoc dell'indagine Reddito e condizioni di vita (Eu-Silc) 2008. Il campione Eu-Silc si compone di 20.928 famiglie per un totale di 52.433 individui. Di queste famiglie, 8.183 includono al loro interno almeno un soggetto con 65 anni e oltre, mentre le persone anziane intervistate ammontano a 11.187 unità. Il contributo si articola in due parti: nel paragrafo 2 si illustrano i principali risultati dell'indagine sulle reti amicali e parentali, sulla vita sociale e relazionale e sulle condizioni economiche dell'anziano; nel paragrafo 3 si identificano sette raggruppamenti omogenei che ben sintetizzano le differenze territoriali ed economico-sociali degli anziani residenti nel nostro paese. Significativa è la condizione del quinto gruppo, dove al disagio economico si affiancano precarie condizioni di salute e basso livello di autonomia dell'anziano.

* Pur essendo frutto di un lavoro comune, i paragrafi 1 e 2 sono da attribuire a Paolo Consolini e il paragrafo 3 a Clodia Delle Fratte.

¹ In particolare, con l'ausilio del software statistico SPAD, si è applicata una Analisi delle Corrispondenze Multiple (ACM) su una matrice di dati e successivamente una Cluster Analysis (a strategia mista) sulle coordinate fattoriali precedentemente ottenute.

2. I principali risultati

Il sostegno della rete amicale e parentale

Con l'avanzare degli anni, oltre al lento peggioramento dello stato di salute, l'anziano risente del progressivo invecchiamento e del conseguente assottigliamento della rete amicale, con effetti sulla possibilità di intrattenere relazioni all'esterno della famiglia. Ciò nonostante, la maggioranza delle persone anziane intervistate (59,6 per cento) dichiara di incontrare gli amici almeno una volta a settimana, e una percentuale quasi pari (57,2 per cento) afferma di poter fare affidamento sul loro aiuto in caso di piccole necessità, oltre la metà può contare sugli amici in casi di esigenze più importanti. Si osserva un ricorso meno frequente alla rete amicale da parte degli anziani inseriti nella famiglia dei figli. Di contro gli anziani che vivono soli o in coppia senza figli, non potendosi giovare del supporto di familiari coabitanti più giovani, dichiarano più spesso di poter contare sugli amici. Gli anziani residenti al Sud e al Nord-ovest affermano di poter contare sull'aiuto degli amici più frequentemente rispetto ai coetanei che vivono in altre ripartizioni. Gli anziani residenti nei centri più piccoli sentono maggiormente di poter contare di questo supporto.

Nel nostro paese le reti di aiuto informale hanno sempre avuto un ruolo di grande rilievo, rappresentando un pilastro del sistema di welfare basato sulla disponibilità della famiglia a sostenere al suo interno e al di fuori delle mura domestiche i soggetti vulnerabili. Tra le figure che popolano le reti di aiuto, i parenti rappresentano sicuramente le risorse più importanti: il 68,1 per cento degli anziani riferisce di vederne almeno una volta a settimana e il 73,0 per cento li sente al telefono con questa stessa frequenza. Ben il 77,5 per cento degli anziani dichiara di poter contare sull'aiuto di queste figure in caso di necessità. Sono più spesso gli anziani residenti nei comuni di minore dimensione ad avere la percezione di potersi giovare del sostegno dei parenti. Al contrario di quanto si verifica nel caso degli amici, sono le donne a dichiarare più spesso degli uomini di poter contare sul supporto dei parenti in caso di necessità. Va poi osservato che, mentre il ricorso alla rete amicale tende a ridursi con l'avanzare degli anni, al contrario, al crescere dell'età aumenta la frequenza con cui gli anziani riferiscono di poter contare sull'aiuto della parentela. Gli anziani del Mezzogiorno e quelli residenti nei piccoli comuni percepiscono la rete parentale come una risorsa su cui fare assegnamento.

Vita sociale e relazionale e difficoltà economiche

Non sono molti gli anziani che nei dodici mesi precedenti l'intervista hanno frequentato sale da ballo, circoli o associazioni ricreative, culturali (14,5 per cento, con una frequenza di almeno una volta settimana nel 62,5 per cento dei casi) o che

sono andati al cinema, teatro o ad altri tipi di spettacolo (14,6 per cento; almeno 4 volte l'anno nel 50,6 per cento dei casi). Frequentazioni di questo tipo sono più diffuse tra le persone relativamente più giovani e più istruite, tra gli uomini, tra coloro che vivono in coppia senza figli e tra i residenti nel Nord-Ovest del paese e nei centri o nelle periferie delle aree metropolitane. Tra i motivi addotti dagli anziani per la mancata frequentazione di sale da ballo, circoli o associazioni ricreative-culturali, come pure cinema e teatro figurano il disinteresse e le cattive condizioni di salute. Al contrario, tra gli anziani è più usuale andare a pranzo o a cena in un ristorante, trattoria, pizzeria, etc. con un profilo quasi del tutto analogo a quanto si è osservato per gli altri tipi di attività. Vanno in questo tipo di locali, più spesso gli uomini, i 65-74enni, gli anziani che vivono in coppia senza figli, le persone più istruite, i residenti nel Nord del paese e nei centri di maggiori dimensioni. Le ragioni che inducono gli anziani a non frequentare ristoranti, pizzerie, etc. sono più spesso legate ai motivi di salute e al non gradire questo tipo di attività e a problemi economici. Una percentuale piuttosto elevata di anziani non si dedica ad alcuna delle attività menzionate (47,6 per cento). L'aspetto relativo alle rinunce che gli anziani sono, a loro malgrado, costretti a fare, non potendosi permettere di acquistare regali per amici o parenti, o comprare un abito nuovo per una cerimonia, rappresenta un indicatore di deprivazione nell'ambito delle relazioni interpersonali. Il 19,1 per cento delle persone anziane riferisce che almeno una volta all'anno ha dovuto astenersi all'acquisto di regali per problemi economici. Il problema ha coinvolto in misura decisamente più marcata le persone residenti nel Sud e nelle Isole, e gli anziani che vivono al centro o nelle periferie delle aree metropolitane. Percentuali più elevate si registrano tra gli individui che vivono in famiglie del primo quinto di reddito e tra coloro senza titolo di studio. Il problema della rinuncia coinvolge in misura maggiore gli anziani che devono acquistare un abito nuovo per una cerimonia o altri eventi (26,3 per cento). Anche a questo proposito si osservano differenze territoriali di un certo rilievo, con maggiori difficoltà tra i residenti nelle Isole. Infine, circa un quarto degli anziani intervistati afferma di non riuscire a disporre, con una certa regolarità, di una piccola somma di denaro da spendere liberamente per le esigenze personali settimanali/mensili. Il problema è più marcato tra le persone sole, tra i residenti del Sud e delle Isole, tra i meno istruiti e con livelli di reddito più bassi.

3. Raggruppamenti di anziani

Per sintetizzare l'insieme delle informazioni riguardanti la rete sociale, la partecipazione ad attività ludiche e ricreative e le condizioni economiche degli

anziani si è applicata una tecnica statistica che individua alcuni raggruppamenti omogenei. Nella fattispecie sono stati identificati sette cluster.

Gruppo 1 di anziani benestanti e in buona di salute. Essi possiedono l'età media più bassa, risultano *più istruiti*, hanno ottime relazioni sociali ed, infine, partecipano più attivamente di altri ad attività ludico-ricreative e di volontariato. Essi occupano le posizioni più elevate della distribuzione del reddito, infatti ben il 43 per cento figura nel quinto più alto contro il 16 per cento del complesso degli anziani. Il loro livello di istruzione è elevato, infatti oltre il 43 per cento dispone di un titolo di studio almeno pari alla licenza superiore (il 17,5 per cento è laureato). Nel 73,4 per cento dei casi essi possiedono un'età compresa tra 65-74 anni: quasi 23 punti percentuali superiore al dato nazionale. Essi vedono con cadenza settimanale più frequentemente gli amici dei parenti e comunque intrattengono con ambedue rapporti più stretti rispetto al complesso degli anziani. Tuttavia, in caso di bisogno, un numero crescente fa affidamento sui parenti che non sugli amici. Gode di buona salute il 90 per cento di questo gruppo (20 punti percentuali superiore alla media). Essi frequentano con una certa assiduità le sale del cinema o i teatri, oltre il 99 per cento vi è stato almeno una volta l'anno contro il 14,6 del dato nazionale. Del pari elevato è il numero di chi frequenta ristoranti: 92 per cento contro il 48 per cento dell'intero campione. Meno significativa è la loro partecipazione ai circoli da ballo o ricreativi. Date le loro privilegiate condizioni economiche non presentano, se non in misura marginale, segnali di deprivazione. Essi vivono più spesso in coppia, risiedono più frequentemente al centro delle aree metropolitane (il doppio rispetto all'intera popolazione degli anziani) o in altri grandi centri abitati, appartengono più diffusamente alle ripartizioni del Nord-ovest e del Centro.

Gruppo 2 di anziani benestanti con forti legami sociali. Essi vivono in condizioni economiche agiate, si concentrano nella terza età, possiedono un grado di istruzione elevato, partecipano attivamente ad eventi ludico-ricreativi, anche se con livelli non paragonabili a quelli del primo gruppo. Godono parimenti di buona salute, hanno la migliore rete sociale, per cui intrattengono eccellenti rapporti con amici e parenti, infine mostrano la più elevata adesione ad attività di volontariato. A differenza del primo gruppo sono costituiti in prevalenza da uomini ma al pari di quello vivono più spesso in nuclei formati da una coppia. Le loro condizioni economiche sono alquanto agiate, infatti il 24 per cento occupa il quinto più elevato della distribuzione dei redditi. Il loro tenore di vita è quindi più alto della media e non presentano segnali di deprivazione di particolare rilievo. Risiedono più frequentemente nelle regioni del Nord (61,6 per cento contro il 48 per cento del complesso degli anziani) e più diffusamente nelle periferie delle metropoli o nei comuni di media grandezza. In sintesi possiamo affermare che si tratta di un collettivo molto attivo, dedito ad intrattenere rapporti sociali, come dimostra

l'elevatissimo tasso di partecipazione a sale da ballo, circoli o associazioni ricreative, e al tempo stesso fortemente impegnato in campo sociale.

Gruppo 3 di anziani in ottime condizione di salute, con solide reti di relazione sociale, ma bassa partecipazione ad attività ludico-ricreative. Essi sono più spesso coniugati, vivono più frequentemente nei piccoli o medi centri abitati ed hanno un livello d'istruzione di poco inferiore alla media. Il mancato coinvolgimento in attività ludiche, quali andare al cinema o al teatro, si spiega in parte con l'assenza di strutture ricreative nella zona di residenza e in parte con il disinteresse verso queste. Viceversa è al di sopra della media la frequenza con cui essi cenano al ristorante, oppure vanno in gita o fanno escursioni con o senza pernottamento. Le loro condizioni economiche consentono loro di disporre tranquillamente di somme in denaro per l'acquisto di regali, di vestiti e per le piccole necessità quotidiane e appartengono per lo più alle classi centrali di reddito.

Gruppo 4 di anziani in precarie condizioni di salute, con limitazioni nello svolgimento di attività quotidiane e forti reti di sostegno parentale. Essi sono costituiti in prevalenza da ultrasessantacinquenni (79,5 per cento contro il 49,3 per cento dell'intero campione) e soprattutto donne. Il loro livello d'istruzione è piuttosto basso, infatti, oltre tre quarti dispone della sola licenza elementare ovvero non possiede alcun titolo di studio. Si tratta di soggetti che vivono più spesso da soli (ben oltre 10 punti percentuali rispetto alla media) e in condizione di vedovanza (quasi 14 punti percentuali rispetto la media), risiedono più frequentemente nei piccoli comuni e nelle ripartizioni del Centro e del Mezzogiorno. A causa delle cattive condizioni di salute non prendono parte alle attività ludico-ricreative, mentre frequentano i ristoranti, anche se con minore regolarità. Essi mantengono forti legami con i parenti, infatti l'84,5 per cento dichiara di frequentarli settimanalmente, l'82 per cento circa li sente telefonicamente con la stessa cadenza e oltre il 96 per cento dichiara di poter fare affidamento su questi in caso di piccole o grandi necessità. Viceversa è molto meno solida la rete degli amici. Essi non presentano segnali di deprivazione di particolare rilievo, ad esempio meno del 12 per cento dichiara di aver avuto problemi economici tali da rinunciare all'acquisto di un regalo negli ultimi 12 mesi.

Gruppo 5 di anziani in gravi difficoltà economiche, precarie condizioni di salute, basso livello di autonomia, scarso grado d'istruzione e modesta partecipazione ad attività ludico-ricreative. Sono in prevalenza di sesso femminile, hanno tasso di vedovanza maggiore e sono più legati alla rete parentale che alla rete amicale. Tre quarti di questi soggetti patisce situazioni di grave disagio economico, possedendo redditi inferiori alla soglia del secondo quintile. Una percentuale significativa (circa il 40 per cento contro una media che oscilla attorno al 5 per cento) non ha avuto negli ultimi 12 mesi i mezzi economici per una

visita specialistica o per un controllo dentistico. Inoltre, con percentuali prossime o superiori all'85 per cento pari a tre volte la media, gli individui di questo gruppo non hanno potuto nell'anno disporre di piccole somme per le esigenze quotidiane, permettersi un vestito o acquistare di regali. Essi vivono più spesso da soli (37,8 per cento rispetto al totale del 29,4), hanno un'età media paragonabile al complesso degli anziani, risiedono con maggiore frequenza nelle aree metropolitane (al centro o in periferia) ovvero negli altri grandi comuni ed appartengono per lo più alle ripartizioni del Mezzogiorno e del Centro.

Gruppo 6 di anziani con una sottile rete di relazioni sociali e che partecipano meno attivamente ad eventi ludico ricreativi o iniziative di volontariato. Essi vivono più frequentemente come membri aggregati alla famiglia del figlio o della figlia (52,8 per cento contro il 31 per cento del totale), possiedono una sottile rete di relazioni sociali al di fuori della famiglia e partecipano meno attivamente ad eventi ludico-ricreativi o ad iniziative di volontariato. Si tratta di soggetti che sono più diffusamente celibi/nubili (12,3 per cento quasi 5 punti percentuali in più della media) o divorziati/separati (5,2 per cento), in discrete condizioni di salute, che hanno verosimilmente rescisso o non hanno saputo instaurare o mantenere legami con persone al di fuori del proprio nucleo. Circa il 76 per cento dichiara di non avere amici o di non frequentarli (percentuale quattro volte superiore alla media) ed addirittura il 94 per cento circa afferma di non avere parenti o di non frequentarli contro il 4,8 per cento dell'intero campione. Non mostrano segnali di deprivazione, per cui solo il 6 per cento dichiara di non potersi permettere un visita specialistica, in linea con il dato nazionale, ed appena il 2 per cento afferma di non essere nelle condizioni economiche per pagare un controllo o cura dentistica. Essi risiedono più spesso nelle aree metropolitane e più diffusamente nelle ripartizioni del Nord-ovest e del Centro. Data la scarsa propensione a partecipare ad eventi sociali o a frequentare amici e parenti, gli individui di questo gruppo si dimostrano *introvertiti e apatici*. Il motivo principale per cui non prendono parte alle varie attività sociali è, infatti, il disinteresse verso queste.

Gruppo 7 di anziani con carattere chiuso e diffidente che partecipano meno attivamente ad attività sociali. Essi frequentano con minore assiduità circoli da ballo, cinema, teatri e ristoranti, intrattengono rapporti più blandi con amici e soprattutto parenti, tengono in scarsa considerazione l'aiuto offerto di questi ultimi in caso di piccole o grandi incombenze, infine non mostrano segnali di deprivazione. A differenza però del precedente sono più spesso costituiti da uomini (48 per cento circa contro il 42 per cento del sesto gruppo e anche dell'intero campione), vivono più frequentemente in coppia (60 per cento contro il 51 per cento del sesto gruppo ed il 56 dell'intero campione), i loro redditi si addensano

soprattutto nel corpo centrale della distribuzione e risiedono più diffusamente nei piccoli o medi comuni, sempre però del Centro e del Nord Italia.

Tabella 1 – I raggruppamenti in termini di modalità attiva

	MOD/CLA							(GLOBAL) Totale
	Gruppi							
	1	2	3	4	5	6	7	
Con quale frequenza vede gli amici								
Fino a una volta a settimana	72.5	90.7	78.4	39.1	51.3	16.4	45.3	59.6
Qualche volta l'anno	23.8	6.4	16.0	31.2	22.3	7.8	32.6	21.9
Mai/Non ho amici	3.7	2.9	5.7	29.7	26.4	75.8	22.1	18.5
Si sente di poter contare su amici per piccole necessità								
SI	73.4	74.4	81.9	40.3	46.7	27.7	22.4	57.2
NO	26.6	25.6	18.1	59.7	53.3	72.4	77.6	42.8
Si sente di poter contare su amici per grandi necessità								
SI	67.0	68.8	75.4	33.7	39.8	19.8	18.5	51.1
NO	33.0	31.2	24.6	66.4	60.2	80.3	81.5	48.9
Con quale frequenza vede i parenti								
Fino a una volta a settimana	68.2	77.1	81.0	84.5	73.1	4.7	28.1	68.1
Qualche volta l'anno	31.0	21.9	18.7	15.3	26.5	1.4	71.6	27.1
Mai/Non ho parenti	0.8	1.0	0.3	0.2	0.5	93.9	0.3	4.9
Con quale frequenza telefona ai parenti								
Tutti i giorni	36.5	34.6	33.7	41.1	30.3	4.2	6.1	30.8
Fino a una volta a settimana	43.6	47.0	48.2	40.6	46.4	8.9	31.1	42.2
Meno di 4 volte mese	13.0	12.0	12.7	8.7	12.8	6.6	34.5	14.8
Qualche volta l'anno/Mai	6.9	6.4	5.4	9.6	10.4	80.4	28.4	12.3
Si sente di poter contare su parenti per piccole necessità								
SI	83.2	88.1	95.4	96.7	76.2	13.1	12.2	77.5
NO	16.8	11.9	4.6	3.3	23.8	87.0	87.8	22.5
Si sente di poter contare su parenti per grandi necessità								
SI	83.2	87.7	95.9	96.6	77.0	12.3	11.5	77.5
NO	16.8	12.3	4.1	3.4	23.0	87.7	88.5	22.5
Negli ultimi 12 mesi ha frequentato sala da ballo, circoli, ecc.								
SI	17.4	99.6	.	0.8	4.6	3.6	4.1	14.5
NO	82.6	0.4	100.0	99.2	95.4	96.4	95.9	85.5
Con che frequenza sala da ballo frequenca								
Da tutti i giorni fino a una volta a settimana	11.6	70.2	.	62.8	70.5	79.0	58.5	62.5
Da qualche volta al mese a qualche volta l'anno	88.4	29.8	.	37.2	29.5	21.0	41.5	37.5
Negli ultimi 12 mesi ha frequentato cinema, teatro, ecc.								
SI	99.8	32.1	.	0.3	1.3	4.4	2.2	14.6
NO	0.3	67.9	100.0	99.7	98.7	95.6	97.8	85.4
Con che frequenza cinema								
Da 1 a 3 volte	56.7	26.7	.	50.1	75.1	48.6	64.1	49.4
Da 4 a 6 volte	27.5	26.1	.	31.0	8.8	25.7	4.9	26.5
Da 7 a più volte	15.8	47.3	100.0	18.9	16.1	25.7	31.0	24.1
Negli ultimi 12 mesi ha frequentato ristoranti, trattorie, ecc.								
SI	92.5	82.7	68.0	17.7	16.2	12.8	36.9	48.2
NO	7.5	17.3	32.1	82.3	83.9	87.2	63.1	51.8
Con che frequenza ristorante								
Da 1 a 3 volte	32.3	36.1	59.2	69.4	88.6	56.9	67.1	52.1
Da 4 a 6 volte	32.2	25.9	26.3	21.0	9.4	21.3	17.2	25.3
Da 7 a più volte	35.5	38.0	14.5	9.7	2.0	21.9	15.7	22.6
Negli ultimi 12 mesi si è spostato per vacanza pernottando fuori casa								
SI	70.8	56.6	33.6	9.0	11.7	7.8	17.3	28.6
NO	29.2	43.4	66.4	91.0	88.3	92.2	82.7	71.5
Negli ultimi 12 mesi ha fatto gite senza pernottare fuori casa								
SI	61.8	54.4	28.6	5.2	5.8	7.8	14.4	24.2
NO	38.2	45.6	71.4	94.8	94.2	92.2	85.6	75.8
Negli ultimi 12 mesi ha rinunciato a fare regali per motivi economici								
SI, è successo almeno una volta	6.7	10.6	9.8	11.7	85.0	21.5	17.5	19.1
NO, ho potuto fare regali senza difficoltà	72.7	63.5	61.1	45.4	4.6	29.4	34.8	48.0
Non c'è stata l'occasione	20.6	26.0	29.1	43.0	10.4	49.1	47.7	32.9
Si potrebbe permettere un vestito nuovo per una cerimonia								
SI	93.5	87.3	90.6	72.2	12.3	63.0	66.0	73.7
NO	6.5	12.7	9.4	27.8	87.7	37.0	34.0	26.3
Dispone di piccola somma di denaro da spendere liberamente								
SI	95.9	93.5	90.9	72.2	15.1	62.8	68.6	75.4
NO	4.1	6.6	9.1	27.8	84.9	37.2	31.4	24.7
Negli ultimi 12 mesi ha svolto attività di volontariato								
SI	10.9	26.4	6.2	0.8	2.8	1.8	3.0	6.7
NO	89.1	73.6	93.9	99.2	97.2	98.2	97.0	93.3
Classi di età								
da 65 anni a 74 anni	73.4	64.2	60.2	20.5	49.7	55.8	54.6	50.7
da 75 anni e più	26.6	35.8	39.8	79.5	50.4	44.2	45.4	49.3
Condizioni di salute								
Male in salute	9.2	8.8	8.8	59.7	59.8	32.4	25.4	29.2
Bene in salute	90.8	91.2	91.2	40.4	40.2	67.6	74.6	70.8
Limitazioni per problemi di salute								
Limitazioni gravi	6.2	6.1	4.3	43.6	42.3	29.4	17.5	20.7
Limitazioni non gravi	29.6	37.1	39.9	47.0	45.2	28.9	40.8	40.3
Nessuna limitazione	62.4	55.6	54.2	8.0	11.1	38.7	38.7	37.2
Non risponde	1.8	1.1	1.5	1.4	1.4	3.0	3.1	1.8
E' affetto da malattie croniche								
SI	59.5	65.4	61.8	94.8	92.2	72.9	72.9	74.8
NO	40.5	34.6	38.2	5.2	7.8	27.1	27.1	25.2
DENTISTA								
No si può permettere il dentista per motivi economici	2.5	1.9	1.5	1.3	40.8	6.4	3.3	6.0
No si può permettere il dentista per altro motivo	5.0	2.7	3.6	6.5	3.4	2.3	5.4	4.5
VISITA SPECIALISTICA								
Non si può permettere una visita specialistica per motivi economici	0.4	0.9	0.6	0.3	38.9	2.8	0.6	4.4
Non si può permettere una visita specialistica per altro motivo	3.4	2.6	3.1	6.2	5.1	3.8	5.2	4.3

Tabella 2 – I raggruppamenti in termini di modalità illustrative.

	MOD/CLA							(GLOBAL) Totale
	Gruppi							
	1	2	3	4	5	6	7	
QUINTI DI REDDITO EQUIV.								
1°	5.4	10.4	13.7	17.7	42.4	15.5	18.4	17.0
2°	11.5	17.6	25.8	29.0	32.4	26.1	21.2	24.2
3°	16.9	26.0	26.0	25.1	15.4	20.9	24.7	23.4
4°	23.3	21.9	20.3	18.5	8.3	18.2	22.9	19.4
5°	43.0	24.1	14.2	9.8	1.5	19.3	12.8	16.0
TITOLO DI STUDIO								
Senza titolo, licenza elementare	29.4	54.6	68.0	77.6	80.6	60.5	67.5	65.6
Media inferiore	27.3	23.9	20.0	14.7	14.2	22.3	20.1	19.5
Media superiore	25.8	13.2	9.1	5.6	4.8	13.2	8.7	10.2
Laurea	17.5	8.3	2.9	2.1	0.4	4.1	3.7	4.7
SESSO								
Maschi	45.5	59.6	42.2	32.2	32.8	42.6	47.9	42.1
Femmine	54.5	40.4	57.8	67.8	67.2	57.4	52.1	57.9
TIPO DI FAMIGLIA								
Persona sola	24.9	26.5	26.9	40.1	37.8	20.6	19.3	29.4
Coppie	46.4	47.5	44.2	35.4	35.4	26.6	34.3	39.6
Altro	28.7	26.0	28.9	24.6	26.8	52.8	46.4	31.0
STATO CIVILE								
Celibe o nubile	8.7	8.3	6.5	7.0	8.3	12.3	7.9	7.7
Coniugato	65.0	62.8	62.1	45.0	48.3	51.0	60.8	56.4
Separato/a o Divorziato/a	3.3	4.3	1.1	0.5	2.5	5.2	2.3	2.1
Vedovo/a	23.1	24.6	30.3	47.5	41.0	31.5	29.1	33.9
TIPO DI COMUNE								
Centro area metropolitana	34.2	15.4	11.8	15.3	19.9	19.6	15.2	17.0
Periferia area metropolitana	9.7	12.3	10.9	7.9	14.8	12.1	11.6	10.8
Fino a 2,000 ab.	2.8	5.0	8.3	8.3	4.9	5.5	6.9	6.7
2,001-10,000 ab.	11.7	24.0	25.6	24.5	22.0	21.7	24.0	23.0
10,001-50,000 ab.	21.8	24.9	26.1	26.7	18.8	22.9	26.2	24.8
50,001 ab. e più	19.9	18.4	17.4	17.3	19.7	18.2	16.1	17.8
RIPARTIZIONE GEOGRAFICA								
Nord-Ovest	35.7	34.9	28.6	23.8	16.7	30.2	31.0	28.2
Nord-Est	19.8	26.7	21.1	18.6	11.7	18.0	20.5	19.9
Centro	24.3	20.4	19.3	21.7	18.5	22.3	21.6	20.9
Sud	13.8	12.2	21.8	23.0	33.7	18.6	19.2	20.8
Isole	6.4	5.9	9.1	12.9	19.4	11.0	7.8	10.3

Riferimenti bibliografici

BUKOV A., MAAS I., LAMPERT T. (2002), *Social Participation in Very Old Age: Cross-Sectional and Longitudinal Findings from Base*, Journal of Gerontology, vol. 57B, n. 6.
 FEDERAZIONE NAZIONALE PENSIONATI CISL (2009). *Le derive, gli approdi. Settimo Rapporto sulla condizione della persona anziana 2007-2008*. Edizioni Lavoro, Roma.

SUMMARY

The aim of this paper is to highlight the relationship between socio-demographic characteristics and the exposure to poverty risk and social exclusion among older population in Italy. A cluster analysis is applied on Eu-Silc 2008 cross-sectional data in order to identify vulnerable profiles of old people, taking in to account aspects of social participation, familial characteristics, economic condition and residential area.

Paolo CONSOLINI, Ricercatore, Istat, Condizione Economiche delle Famiglie.
 Clodia DELLE FRATTE, Collaboratore, Istat, Condizione Economiche delle Famiglie.

L'EFFETTO DELLA SCELTA TRA LAVORO DIPENDENTE E INDIPENDENTE SUL PROCESSO DI GENERAZIONE DEI REDDITI

Andrea Cutillo, Marco Centra, Valentina Gualtieri*

1. Introduzione

Questo lavoro analizza gli effetti selettivi della scelta tra lavoro dipendente o indipendente sul processo di generazione dei redditi per uomini e donne. Tale decisione può infatti portare ad una distorsione da endogeneità nella stima dell'equazione dei redditi qualora non venisse esplicitamente considerato. Diversi autori hanno considerato gli effetti selettivi di questa scelta (tra gli altri, Co et al., 2005; Hamilton, 2000; Gill, 1988; Rees and Shah, 1986): possono infatti esistere caratteristiche non osservabili (l'avversione al rischio, la capacità manageriale, l'aspirazione, la determinazione, la motivazione...) che guidano il processo di scelta ed al contempo influenzano i redditi percepiti. E' vero che il mondo dei lavoratori indipendenti è tanto vario e complesso da rendere difficile una generalizzazione sui motivi di questa scelta, ma è vero anche che tutti gli autonomi condividono necessariamente alcune caratteristiche tali da spingerli a gestire una propria attività.

2. La metodologia

Data la plausibile eterogeneità dei vincoli familiari e delle preferenze sulle caratteristiche dell'occupazione tra uomini e donne, che possono influenzare il percorso professionale, così come del processo di generazione del reddito, l'analisi è svolta separatamente tra i sessi. La decisione da considerare è quella tra lavoro autonomo o dipendente (dall'analisi sono esclusi i parasubordinati). Sia R_i^* l'utilità indiretta latente per il generico individuo i :

$$R_i^* = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0,1) \quad (1)$$

dove \mathbf{Z} è un vettore di variabili esplicative, $\boldsymbol{\alpha}$ è un vettore di parametri da stimare e ε è un termine casuale. L'individuo i sceglie un lavoro indipendente se $R_i^* > 0$ e un lavoro dipendente se $R_i^* \leq 0$. La variabile binaria osservata, R_i , è pari, rispettivamente, a 1 e 0.

Per considerare la potenziale distorsione da selezione seguiamo l'approccio a due passi di Heckman (1979), che interpreta il *selectivity bias* come una distorsione da variabile omessa.

* Le opinioni degli autori non riflettono necessariamente quelle degli istituti di appartenenza.

Si calcola dal modello (1), stimato tramite probit, un termine di selezione (λ_i) da inserire come ulteriore regressore nell'equazione dei redditi; tale termine considera la correlazione tra la variabile di selezione e le variabili esplicative, attenuando l'eventuale distorsione. L'intuizione è che λ_i considera l'influenza del processo decisionale sul reddito percepito. λ_i è definito come:

$$\lambda_i = E(\varepsilon_i | \mathbf{Z}_i, R=1) = \varphi(\mathbf{Z}_i\alpha) / \Phi(\mathbf{Z}_i\alpha) \text{ se l'individuo è un lavoratore autonomo (R=1)} \quad (2)$$

$$\lambda_i = E(\varepsilon_i | \mathbf{Z}_i, R=0) = -(\varphi(\mathbf{Z}_i\alpha) / (1 - \Phi(\mathbf{Z}_i\alpha))) \text{ se l'individuo è un dipendente (R=0)}. \quad (3)$$

φ e Φ indicano le funzioni di densità e di ripartizione della normale standardizzata.

L'equazione dei redditi è quindi:

$$\ln Y_{Ri} = \mathbf{X}_{Ri} \boldsymbol{\beta}_R + \lambda_{Ri} \gamma_R + \mu_{Ri}, \quad R=0,1 \quad (4)$$

dove Y è il reddito da lavoro orario netto; \mathbf{X} è un vettore di variabili esplicative; $\boldsymbol{\beta}$ e γ sono parametri da stimare; e μ è un termine casuale. Il pedice R nell'equazione (4) indica che stimiamo separatamente l'equazione per indipendenti e dipendenti: adottiamo quindi un *endogenous switching regression model*; l'influenza dello stato professionale non si svela quindi solamente come un effetto intercetta (è il caso di utilizzo di una variabile dummy nel campione *pooled*), ma piuttosto nel fatto che sia la costante che i coefficienti possono variare tra i due stati. La differenza nei coefficienti indica come il ritorno economico delle caratteristiche possa variare a seconda del tipo di lavoro.

Per una migliore identificazione dei problemi di stima discussi occorre utilizzare nel probit di selezione validi strumenti, cioè variabili che possano essere escluse dall'equazione dei redditi ma che influenzano la scelta a monte. Oltre a variabili usate in contesti simili (ad es., Beblo et al., 2003; Co et al., 2005; Buligescu et al., 2009), quali l'età e lo stato civile, abbiamo aggiunto le motivazioni che hanno spinto ad accettare/iniziare l'attuale lavoro. Queste sono potenzialmente degli ottimi strumenti: nel questionario di indagine erano infatti possibili più risposte, con un preciso item relativo alla soddisfazione economica; questa risposta, logicamente correlata al reddito, è stata quindi esclusa dall'analisi, lasciando alle altre la spiegazione della scelta ma non del reddito percepito. Si è infine aggiunta l'opinione sull'esistenza o meno di discriminazione salariale verso le donne da parte dei datori di lavoro: è plausibile che le donne con questa opinione possano minimizzare il rischio scegliendo una propria attività, ma una volta fatta la scelta questa opinione non influenza i redditi.

3. I dati e le variabili

La base dati utilizzata è quella dell'Indagine sui Differenziali Salariali di Genere, condotta dall'ISFOL nel 2007. Il campione è rappresentativo della popolazione italiana appartenente a famiglie con almeno un occupato in età lavorativa (15-64 anni).

La scelta tra lavoro indipendente o dipendente può essere attribuita, tra altri motivi, all'atteggiamento individuale nei confronti del rischio (Kihlstrom e Laffont, 1979), all'esistenza di vincoli finanziari per iniziare un'attività (Evans e Jovanovic, 1989) o ad

eventuali “vincoli” familiari (Evans, 1989). Come esplicative sono state considerate informazioni che tengono conto, trasversalmente, degli aspetti elencati: variabili familiari (stato civile, numero di bambini in famiglia e la loro età, numero di altri componenti e di altri percettori); variabili demografiche (età, ripartizione geografica e ampiezza demografica del comune di residenza); variabili sulla dotazione di capitale umano (titolo di studio, esperienza lavorativa maturata durante il proprio arco di vita e il numero di volte che l’individuo ha cambiato lavoro). Ci sono poi le determinanti ritenute importanti al momento di iniziare/accettare l’attuale lavoro: il livello di protezione sociale offerto (maternità, malattia, pensione...); la possibilità di gestire in maniera autonoma e flessibile il proprio lavoro e il proprio orario di lavoro; la stabilità del rapporto di lavoro; il livello di soddisfazione professionale (in termini di mansioni e responsabilità). E’ stata infine aggiunta l’opinione sull’esistenza di discriminazione salariale verso le donne.

A parte l’ultima esplicativa, e detto che le informazioni territoriali tengono conto delle differenze strutturali sul mercato del lavoro, è possibile fare ipotesi aprioristiche sulle sole caratteristiche che hanno portato ad accettare/iniziare l’attività corrente: si ipotizza che la possibilità di gestire in autonomia i propri orari di lavoro e il proprio lavoro e la soddisfazione professionale spingano verso un lavoro indipendente, mentre la stabilità del posto di lavoro e il livello di protezione sociale spingano verso lavori dipendenti. L’effetto delle altre esplicative è invece una questione empirica: ad esempio, una giovane età può determinare una maggiore propensione al rischio (Miller, 1984), ma un’età più avanzata può significare la fine di vincoli finanziari. La dotazione di capitale umano può avere effetti ambigui: più capitale umano implica maggior abilità e può quindi aumentare probabilità di lavoro indipendente; tuttavia, può anche aumentare la probabilità di ottenere le migliori posizioni da lavoratore dipendente, abbassando la probabilità di lavoro indipendente (Le, 1999).

L’equazione dei redditi ha come variabile dipendente il logaritmo naturale del salario/reddito orario netto. In un’equazione di capitale umano “ristretta” il reddito è funzione del solo stock di capitale umano posseduto, misurato, nel nostro caso, dal titolo di studio, dall’esperienza lavorativa maturata durante tutto il proprio arco di vita, dal numero di volte che l’individuo ha cambiato lavoro e dal numero di anni nell’attuale lavoro (informazione disponibile per i soli dipendenti). Le informazioni territoriali (ripartizione e ampiezza demografica del comune di residenza) sono ancora utilizzate per considerare le differenze strutturali sul mercato del lavoro. Modificando le ipotesi di modello di capitale umano, pur senza uscire dal contesto, abbiamo anche utilizzato le informazioni sulla famiglia: queste impattano infatti sulle necessità finanziarie, e quindi su alcune variabili che influenzano il reddito (si pensi ad es. alla scelta se fare, e in che misura, ore di lavoro straordinario). La sola informazione sul lavoro svolto riguarda il numero di ore lavorate settimanalmente: in tal modo si controlla il “vantaggio” sul salario orario netto dovuto alla progressività delle imposte per quanti svolgono orari lavorativi corti, anche quando il reddito complessivo è minore.

Il campione utilizzato è di 3.230 lavoratrici e di 5.153 lavoratori. Gli indipendenti sono il 12,6% tra le donne ed il 22,8% tra gli uomini. Il reddito orario netto medio è pari a 8,60 euro per le dipendenti e a 9,35 euro per i dipendenti e a 8,33 euro per le autonome e 9,99 euro per gli autonomi. Le ore lavorate a settimana sono mediamente circa 32 ore per le donne e 38 ore per gli uomini tra i dipendenti, e circa 36 ore per le donne e 45 ore per gli uomini tra gli autonomi.

4. I risultati empirici

In tabella 1 sono riportati i risultati dei probit di selezione.

Tabella 1 – Modello probit per la probabilità di lavoro indipendente.

	DONNE		UOMINI	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
Costante	-1.0836*	0.5449	-2.5991*	0.3831
Età	0.0333	0.0288	0.1419*	0.0200
Età ²	-0.0002	0.0003	-0.0012*	0.0002
Sposato/convivente	0.0896	0.0792	-0.1113**	0.0626
Numero figli 0-6 anni	0.0151	0.0648	0.0474	0.0479
Numero figli 7-14 anni	-0.0263	0.0589	0.0899*	0.0382
Numero altri componenti	-0.1424*	0.0466	-0.1362*	0.0290
Numero percettori	0.0592	0.0576	0.0864*	0.0329
Ripartizione (Rif=Nord-Ovest)				
<i>Nord-Est</i>	-0.1825*	0.0859	0.0822	0.0600
<i>Centro</i>	0.0299	0.0886	0.0604	0.0623
<i>Mezzogiorno</i>	0.3501*	0.0830	-0.0685	0.0606
Ampiezza demografica (rif=meno di 10,000)				
<i>10,001-30,000</i>	-0.1553**	0.0822	0.0567	0.0549
<i>30,001-100,000</i>	-0.4057*	0.0883	-0.2008*	0.0616
<i>> 100,000</i>	-0.1665*	0.0837	-0.0268	0.0602
Titolo di studio (Rif=fino alla secondaria inferiore)				
<i>Secondaria superiore</i>	-0.2711*	0.0698	0.0274	0.0480
<i>Universitario</i>	-0.3565*	0.0942	-0.2210*	0.0757
Anni di esperienza	-0.0501*	0.0134	-0.0992*	0.0100
Anni di esperienza ²	0.0009*	0.0003	0.0018*	0.0002
Numero di cambi di lavoro (Rif=0)				
<i>1-3</i>	-0.1380**	0.0733	-0.4887*	0.0532
<i>Più di 3</i>	-0.0338	0.0754	-0.5327*	0.0508
Soddisfazione professionale	0.1220**	0.0658	0.2195*	0.0466
Stabilità del posto di lavoro	-0.4023*	0.0680	-0.7446*	0.0501
Protezione sociale	-0.6259*	0.1214	-0.8007*	0.1014
Gestione autonoma di lavoro e tempo	0.3142*	0.0688	0.1057**	0.0541
Crede nell'esistenza di discriminazione salariale verso le donne	0.1241**	0.0688	0.0706	0.0516
Log-verosimiglianza	-1101.57		-2354.25	
Numero osservazioni	3,230		5,153	

* Significativo al 95%. ** Significativo al 90%

L'età aumenta la probabilità di lavoro indipendente per gli uomini, che probabilmente sfruttano le risorse accumulate nel corso della vita per avviare una propria attività. Il matrimonio/convivenza impatta negativamente sui soli uomini, mentre la presenza di figli generalmente aumenta la probabilità maschile e sembra non avere effetti sulle donne. Il

numero di altri percettori aumenta per gli uomini la probabilità di occupazione indipendente: dove ci sono altri redditi gli individui affrontano più spesso il rischio di una propria attività. C'è un interessante effetto territoriale: le donne meridionali hanno una maggiore probabilità di lavoro indipendente; dove sono peggiori le condizioni del mercato del lavoro le donne incontrano plausibilmente ancora maggiori difficoltà rispetto agli uomini che nel resto del Paese, e le fronteggiano con una propria attività. A conferma di ciò, nel Nord-Est, un'area molto dinamica, le donne hanno una minore probabilità. Generalmente, dove minore è la dotazione di capitale umano, maggiore risulta la probabilità di essere lavoratori indipendenti.

Passando alle motivazioni determinanti per accettare/iniziare l'attuale lavoro, queste rispettano le previsioni, anche se con intensità differenti tra i sessi: la soddisfazione professionale e la possibilità di gestire in autonomia il proprio lavoro ed i propri orari aumentano la probabilità di lavoro indipendente, mentre il livello di protezione sociale offerto e la stabilità del posto di lavoro aumentano la probabilità di avere un lavoro dipendente. Infine, le donne che credono che il differenziale salariale di genere sia frutto di pratiche discriminatorie hanno una maggiore probabilità di lavoro indipendente, a conferma delle nostre ipotesi.

La tabella 2 riporta i risultati delle equazioni dei redditi. Osserviamo se l'ipotesi di selezione non casuale è confermata: mentre tra gli autonomi il coefficiente del termine di selezione λ_i non risulta statisticamente diverso da 0, tra i dipendenti esiste invece un chiaro processo selettivo, operante tra le sole donne, e non considerarlo può portare a risultati fuorvianti. Il segno negativo indica che le inosservabili che spingono verso il lavoro dipendente impattano positivamente sui redditi, implicando quindi una selezione positiva sul lavoro dipendente (il lavoro dipendente è codificato come 0 nella (1)). La selezione positiva è coerente con Borjas e Bronars (1989): tra i lavoratori a maggiore rischio di discriminazione sul mercato del lavoro, quanti possiedono le migliori caratteristiche salariali hanno una minore probabilità di iniziare una propria attività.

Per verificare la metodologia utilizzata abbiamo testato la qualità (forte relazione tra gli strumenti e la variabile endogena) e la validità (gli strumenti possono essere esclusi dalle equazioni dei redditi) degli strumenti. La statistica F (tramite OLS) sugli strumenti della prima equazione è pari a 24.21 per le donne e 53.56 per gli uomini, indicando che questi hanno una forte influenza sulla variabile di selezione (Bound et al., 1995). Facendo poi regredire i residui delle equazioni dei redditi contro il set degli strumenti (Dolton and Vignoles, 2002), l' R^2 è pari a 0.026 per le donne e 0.017 per gli uomini tra i dipendenti e, rispettivamente, 0.044 e 0.008 tra gli autonomi: gli strumenti hanno quindi una bassa influenza congiunta sulla variabilità residua, e possono quindi essere esclusi dalle equazioni dei redditi.

Tabella 2 – Modello OLS sul processo do generazione dei redditi.

	LAVORATORI DIPENDENTI				LAVORATORI AUTONOMI			
	DONNE		UOMINI		DONNE		UOMINI	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
Costante	1.6463*	0.0448	1.9542*	0.0519	1.9035*	0.3823	2.6052*	0.3335
Ripartizione (Rif=Nord-Ovest)								
<i>Nord-Est</i>	-0.0308*	0.0136	-0.0430*	0.0159	-0.1433	0.1550	0.1277	0.1128
<i>Centro</i>	-0.0298*	0.0144	-0.0387*	0.0165	-0.1794	0.1497	0.1153	0.1181
<i>Mezzogiorno</i>	-0.0519*	0.0159	-0.0873*	0.0152	-0.4545*	0.1375	-0.1758	0.1187
Ampiezza demografica (rif=meno di 10,000)								
<i>10,001-30,000</i>	0.0081	0.0143	0.0126	0.0147	-0.0908	0.1320	-0.0510	0.1028
<i>30,001-100,000</i>	0.0097	0.0151	-0.0091	0.0154	0.0904	0.1552	0.0483	0.1284
<i>> 100,000</i>	0.0098	0.0142	0.0132	0.0159	0.0368	0.1449	-0.0309	0.1128
Titolo di studio (Rif=fino alla secondaria inferiore)								
<i>Secondaria superiore</i>	0.2783*	0.0127	0.1925*	0.0124	0.3112*	0.1317	0.1719**	0.0914
<i>Universitario</i>	0.5764*	0.0161	0.5536*	0.0197	0.4440*	0.1634	0.4136*	0.1343
Anni di esperienza	0.0243*	0.0025	0.0229*	0.0027	0.0578*	0.0184	0.0265**	0.0138
Anni di esperienza ²	-0.0004*	0.0001	-0.0003*	0.0001	-0.0014*	0.0004	-0.0002	0.0003
Anni nell'attuale lavoro	0.0114*	0.0022	0.0106*	0.0023	n.d.	-	n.d.	-
Anni nell'attuale lavoro ²	-0.0001	0.0001	-0.0001**	0.0001	n.d.	-	n.d.	-
Numero di cambi di lavoro (Rif=0)								
<i>1-3</i>	-0.0427*	0.0130	0.0121	0.0157	-0.2074	0.1259	0.0047	0.1100
<i>Più di 3</i>	-0.0644*	0.0145	-0.0128	0.0164	-0.5105*	0.1189	-0.0933	0.1052
Numero figli 0-6 anni	-0.0114	0.0101	0.0783*	0.0114	0.0085	0.0944	0.0858	0.0794
Numero figli 7-14 anni	0.0401*	0.0093	0.0533*	0.0097	-0.0708	0.0872	-0.0214	0.0653
Numero altri componenti	-0.0171*	0.0079	0.0128**	0.0073	0.0095	0.0812	-0.0123	0.0528
Numero percettori	-0.0207*	0.0095	-0.0378*	0.0083	-0.0276	0.0968	-0.0701	0.0611
Ore lavorate a settimana	0.0038**	0.0020	-0.0076*	0.0020	-0.0292*	0.0123	-0.0263*	0.0117
Ore lavorate a settimana ²	-0.0002*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002	0.0002	0.0001	0.0001
λ	-0.1397*	0.0467	-0.0154	0.0285	0.2420	0.1966	-0.1373	0.1247
Statistica F	144.73*		95.89*		5.85*		4.08*	
R ²	0.4171		0.3863		0.2513		0.1148	
Numero osservazioni	2,823		3,978		407		1,175	

* Significativo al 95%. ** Significativo al 90%

Relativamente alle altre esplicative, partendo dai dipendenti, all'aumentare del titolo di studio aumentano i redditi; sia gli anni di esperienza lavorativa che gli anni nell'attuale posizione impattano positivamente sui salari. Il numero di cambi di lavoro sperimentati impatta invece negativamente sui salari femminili; è possibile, nell'ipotesi di mobilità volontaria, che il cambio di lavoro sia visto non tanto per ottenere vantaggi remunerativi, quanto per arrivare ad altre caratteristiche professionali desiderabili; o anche, in caso di mobilità involontaria, che quante cambiano spesso lavoro presentano caratteristiche poco desiderabili sul mercato. I residenti al di fuori del Nord-Ovest guadagnano meno, mentre l'ampiezza demografica del comune di residenza non risulta avere effetti apprezzabili. Relativamente alle informazioni familiari, si conferma l'impatto sui salari: il numero di altri percettori in famiglia diminuisce il salario orario, a causa della minore necessità di risorse economiche. Inoltre tra gli uomini il numero di bambini e di altri componenti in famiglia impatta positivamente a causa di una maggiore necessità di risorse, mentre questo effetto non è chiaro tra le donne, indicando una chiara divisione dei ruoli tra i sessi nella gestione e nella cura di casa e famiglia.

Per quanto riguarda i lavoratori autonomi, il grado di fiducia sulle stime è minato sia

dall'estrema eterogeneità di questi lavoratori, sia dai dubbi sull'utilizzo di un modello di capitale umano che non cordiera le caratteristiche dell'occupazione, sia dalla più ridotta numerosità dei collettivi. Prendendo quindi con la dovuta cautela i risultati, le uniche variabili con impatto sui redditi maschili (oltre ovviamente alle ore lavorate) sono il titolo di studio e l'esperienza. Tra le donne, c'è ancora un effetto positivo del titolo di studio e dell'esperienza professionale, mentre, come già per le dipendenti, l'aver cambiato lavoro più volte implica minori guadagni. Infine, le donne meridionali guadagnano significativamente meno delle altre.

6. Conclusioni

In questo lavoro abbiamo analizzato gli effetti selettivi sul processo di generazione dei redditi per uomini e donne derivanti dalla scelta tra lavoro indipendente e dipendente. Esistono infatti preferenze e vincoli familiari differenziati tra i sessi, così come caratteristiche inosservabili che possono influenzare sia la scelta sul tipo di occupazione che il livello di reddito. I risultati mostrano che almeno in una parte della forza lavoro occupata, le donne dipendenti, la selezione non è casuale e quindi il processo di scelta influenza il livello dei redditi e non considerare questo fatto potrebbe portare a distorsione nelle stime. Inoltre, le donne con migliori caratteristiche salariali inosservabili (così come le osservabili in termini di capitale umano) scelgono la professione dipendente; questo fatto è coerente con l'ipotesi che i migliori tra le categorie di lavoratori a maggiore rischio di discriminazione sul mercato del lavoro hanno una minore probabilità di iniziare una propria attività lavorativa autonoma, ma si rivolgono ad un mercato più regolamentato come quello del lavoro dipendente.

Ringraziamenti

Il lavoro rientra nel progetto di ricerca ISFOL "Valutazione Politiche del lavoro", finanziato dal Ministero del Lavoro e Politiche Sociali. All'Istituto e al Ministero va la nostra gratitudine.

Riferimenti bibliografici

- BEBLO M., BENINGER D., HEINZE A., LAISNEY F. (2003). *Methodological issues related to the analysis of gender gaps in employment, earnings and career progression. Final Report*. Bruxelles: European Commission, Employment and social affairs DG
- BULIGESCU B., DE CROMBRUGGHE D., MENTESOGLU G., MONTIZAN R. (2009). Panel estimates of the wage penalty for maternal leave. *Oxford Economic Papers* 61(1): i35-i55.
- BORJAS G.J., BRONARS S.G. (1989). Consumer discrimination and self-employment. *Journal of Political Economy* 97(3): 581-605.
- BOUND J., JAEGER D.A., BAKER R.M. (1995). Problems with instrumental variables

- estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak., *Journal of the American Statistical Association* 90(430): 443-450.
- CO C.Y., GANG I.N., YUN M.S. (2005). Self-Employment and Wage Earning: Hungary During Transition. *Review of Development Economics* 9(2): 150-165.
- DOLTON P., VIGNOLES A. (2002). Is a broader curriculum better? *Economics of Education Review* 21(5): 415-429.
- EVANS D., JOVANOVIC B. (1989). An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints. *Journal of Political Economy* 97: 808-827.
- EVANS D. (1989). The Determinants of Changes in U.S. Employment. *Small Business Economics* 1: 111-120.
- GILL A.M. (1988). Choice of employment status and the wages of employees and self-employed: some further evidence. *Journal of Applied Econometrics* 3: 229-234.
- HAMILTON B.H. (2000). Does Entrepreneurship Pay? An Empirical Analysis of the Returns to Self-Employment. *Journal of Political Economy* 108: 604-631.
- HECKMAN J.J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47(1): 153-161.
- KIHLSTROM R., LAFFONT J.J. (1979). A General Equilibrium Entrepreneurial Theory of Firm Foundation Based on Risk Aversion. *Journal of Political Economy* 87: 719-748.
- LE A.T. (1999). Empirical Studies of Self-Employment. *Journal of Economic Surveys* 13: 381-416.
- MILLER R.A. (1984). Job Matching and Occupational Choice. *Journal of Political Economy* 92: 1086-1120.
- REES H., SHAH A. (1986). An Empirical Analysis of Self-Employment in the U.K. *Journal of Applied Econometrics* 1: 95-108.

SUMMARY

This paper analyzes the selectivity effects on the income generation process arising from the choice between self-employment or wage-earning employment. There could be different preferences and family ties between sexes, as well as unobservable traits, that impacts both on the professional choice and on earnings, and ignoring this fact can lead to biased estimates. We find the existence of such selection bias in the female wage-earning group: moreover, the interpretation of this bias is that women with better wage characteristics generally choose the wage-earning employment.

Andrea CUTILLO, Istat, Condizioni e Qualità della Vita – cutillo@istat.it

Marco CENTRA, Isfol, Mercato del Lavoro – m.centra@isfol.it

Valentina GUALTIERI, Isfol, Mercato del Lavoro – v.gualtieri@isfol.it

TRASFORMAZIONE DELLA FAMIGLIA ITALIANA ED IMPLICAZIONI SUI SERVIZI TERRITORIALI

Giuseppe De Bartolo, Angela Coscarelli¹

1. Introduzione

Negli ultimi venti-trent'anni l'Italia ha conosciuto profonde modificazioni nelle relazioni sociali, nei costumi e negli stili di vita che hanno profondamente modificato la struttura familiare, caratterizzata per lungo tempo da molti figli, dal forte attaccamento alla maternità ed alle tradizioni. Le principali cause di tali trasformazioni sono da ricercare principalmente nei nuovi comportamenti socio-demografici: diminuzione della fecondità, innalzamento dell'età alla maternità, incremento di partecipazione attiva della donna nel mondo del lavoro, instabilità coniugale, crescita delle famiglie allargate e/o ricostituite, di quelle monogenitore, delle unioni libere. Il presente contributo, partendo dall'esame dei tratti demografici più salienti della famiglia italiana di oggi, tenta di coglierne i bisogni più importanti sui quali poi modellare strutture e servizi sociali, con particolare riferimento all'ambito urbano. Per l'analisi si farà ricorso ai dati dell'Indagine Multiscopo sulle Famiglie "Famiglia e soggetti sociali – Strutture familiari e opinioni su famiglia e figli", indagine condotta dall'Istat nel 2003. La metodologia utilizzata è l'Analisi delle Corrispondenze Multiple, che, a nostro avviso, anche per la natura dei dati, è la più appropriata per evidenziare le caratteristiche sociali dei capifamiglia intervistati.

2. Determinanti e caratteri della famiglia in Italia.

La bassa fecondità e l'innalzamento dell'età alla maternità stanno segnando ormai da tempo il nostro paese. In Italia la fecondità è scesa da 2 figli per donna del 1977 a 1,5 figli per donna del 1984, fino a giungere a 1,41 figli nel 2009 (valore stimato)²; la coorte femminile che nel 1935 registrava una discendenza finale di 2,28 figli per donna, in quella del 1965 si è ridotta a 1,49 figli. Le principali cause di questo declino sono da imputare alla riduzione della propensione delle coppie ad avere il terzo e/o quarto figlio, ma soprattutto

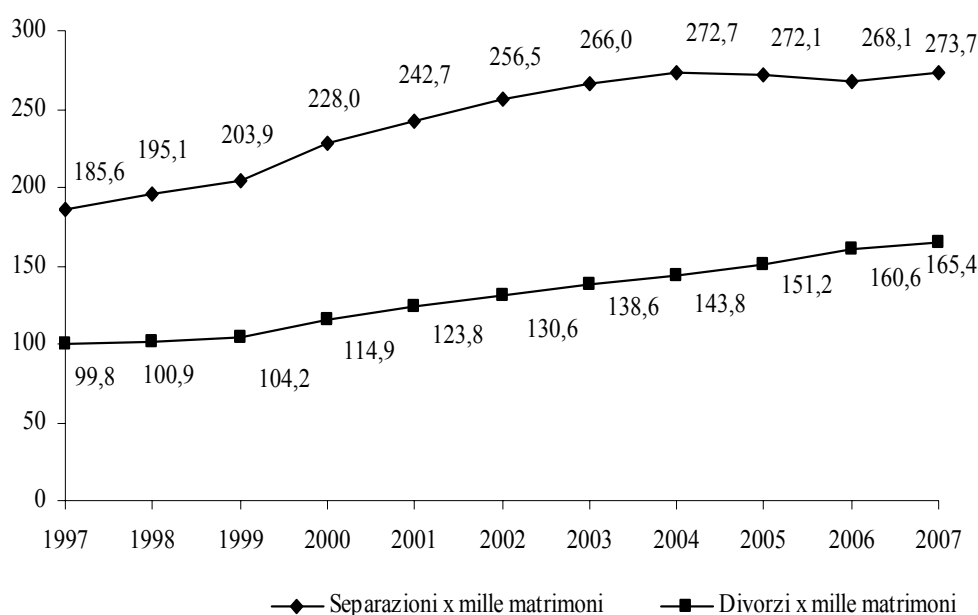
¹ Il lavoro è frutto delle riflessioni comuni dei due autori. Tuttavia il paragrafo 2 è da attribuire a Giuseppe De Bartolo, il par. 3 a Angela Coscarelli, i paragrafi 1 e 4 ad entrambi.

² Indicatori demografici 2009, dato consultato al sito <http://demo.istat.it> il 26/04/2010

all'innalzamento dell'età alla maternità: nel 2008 le madri avevano in media 31,1 anni alla nascita del primo figlio, circa un anno e mezzo in più rispetto al 1995 (29,8). I casi di particolare "invecchiamento" della struttura per età delle madri italiane si registrano in Sardegna, dove la percentuale dei nati da madri ultraquarantenni raggiunge l'8,6% e in Liguria (8,1%) (Istat, 2010).

Un altro aspetto di rilevante importanza che si sta osservando in Italia tra le giovani generazioni è l'allungamento del processo di transizione allo stato adulto. Difatti i tempi più lunghi per terminare gli studi, così come la ricerca di un lavoro stabile che determina l'indipendenza economica, sono fattori che caratterizzano la vita del giovane di oggi, che rimane ancora per lungo tempo nella famiglia di origine da cui trae vantaggi sociali ed economici. Una volta che questi due ostacoli siano stati superati, è possibile pianificare una famiglia propria (De Rose, Racioppi, Zanatta, 2008). Un'ulteriore causa che ha portato al cambiamento della struttura familiare è rintracciabile nella continua crescita del numero delle separazioni e dei divorzi che nell'ultima decade sono stati piuttosto consistenti: infatti, dal 1997 al 2007 le separazioni sono aumentate da 185,6‰ matrimoni a 273,7‰, mentre nel medesimo intervallo i divorzi da 99,8‰ sono saliti a 165,4‰ (Fig. 1).

Figura 1 – Separazioni e divorzi per mille matrimoni. Italia anni 1997-2007.



Fonte: elaborazione su dati Istat: *Separazioni e divorzi*, Anno 2007

Fra le due tipologie di rottura delle unioni le separazioni sono prevalenti. Spesso si inizia con una separazione e, in seguito, o si permane in questo stato oppure si passa al divorzio definitivo. Nel 2007 vi sono state 81.359 separazioni (+1,2 rispetto al 2006) e 50.669 divorzi (+2,3%), pari rispettivamente a 273,8 e a 170,5 per 100.000 persone coniugate residenti. Escludendo i procedimenti avviati in modo consensuale, il 73,3% delle richieste di separazione è stato presentato dalla moglie, mentre il 55,2% delle istanze dal marito (Istat, 2009).

E' interessante inoltre far rilevare come siano sempre più numerose le coppie che scelgono di formare una famiglia al di fuori del vincolo matrimoniale. Un indicatore sintomatico di ciò è l'incidenza di bambini nati fuori dal matrimonio, incidenza che nel 2008 è stata pari a circa il 20% (Istat, 2010). Tra i fattori che hanno contribuito alla modificazione della struttura familiare rientra anche l'invecchiamento della popolazione. Infatti, la percentuale di giovani in età (0-14) anni è passata dal 17,5% del 2000 al 16,9% del 2009. Mentre la proporzione di adulti ultrasessantacinquenni dal 18,1% del 2000 ha raggiunto il 20,2% nel 2009 (Istat, 2009).

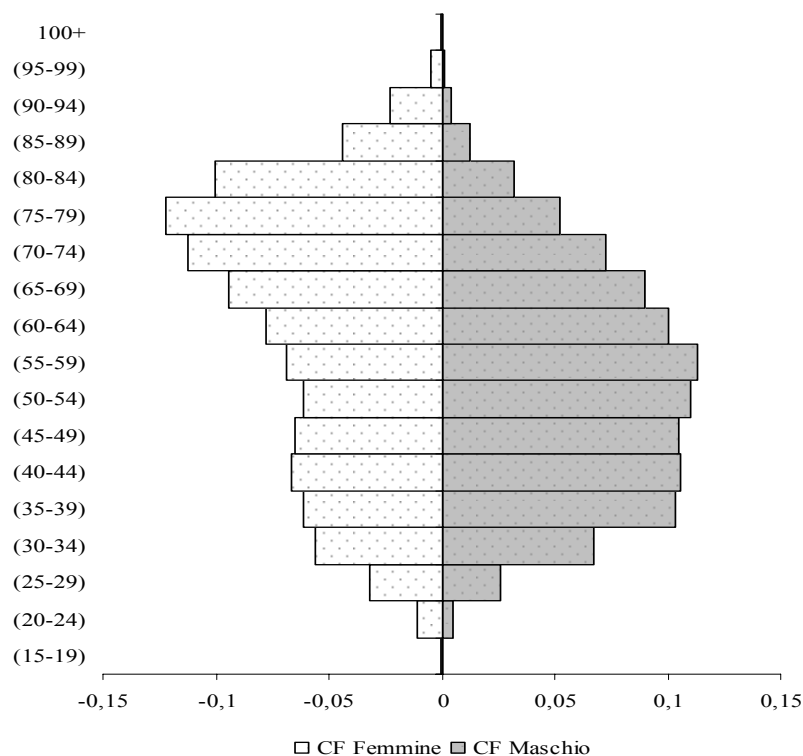
3. Le caratteristiche delle famiglie italiane nell'indagine Istat del 2003

L'indagine multiscopo sulle famiglie, FSS, del 2003 si basa su un campione rappresentativo della popolazione residente in Italia di 49.541 individui e di 19.227 famiglie intervistate. In questo studio sono state analizzate le risposte date dai capifamiglia intervistati, per il 72% maschi e per il restante 28% femmine.

La struttura per sesso e per età dei capifamiglia mostra dunque una maggiore presenza di popolazione maschile concentrata nelle fasce di età adulta dai 50 ai 60 anni, la popolazione femminile si addensa prevalentemente nelle età più anziane dai 70 agli 80 anni (Fig. 2).

Se poi nel campione si considera lo stato civile si constata che si tratta per lo più di persone coniugate (61,3%) e di vedovi (17,8%), confermando anche i risultati degli studi sulla sopra mortalità maschile (Lorenzetti, 2009).

Dal punto di vista occupazionale il 50,3% del campione dichiara di svolgere un'attività lavorativa, mentre il 35,6% è in pensione.

Figura 2 – *Struttura per sesso e per età dei CF, Indagine FSS, ISTAT, 2003.*

Fonte: elaborazioni su dati Indagine Multiscopo sulle Famiglie – FSS – Istat 2003

L'Analisi delle Corrispondenze Multiple effettuata sul campione ha permesso di cogliere le caratteristiche sociali delle famiglie italiane. L'inerzia totale spiegata è risultata pari a circa il 12,7%; le variabili considerate attive sono state 24, suddivise in tre grandi macroaree: socio-demografica, economica, opinioni e giudizi su temi sociali (Tab.1). Dall'analisi è stato possibile individuare due direttrici che descrivono le caratteristiche della famiglia italiana al 2003: il primo asse è stato definito "*usi, costumi e tradizioni*" in quanto le modalità delle variabili presenti su tale fattore si riferiscono in effetti alle usanze, alle credenze e agli atteggiamenti della famiglia italiana. Il secondo fattore è stato denominato, "*stato civile*" poiché le modalità delle variabili presenti lungo tale asse descrivono appunto lo stato civile dei capifamiglia rispondenti all'indagine (Fig. 3).

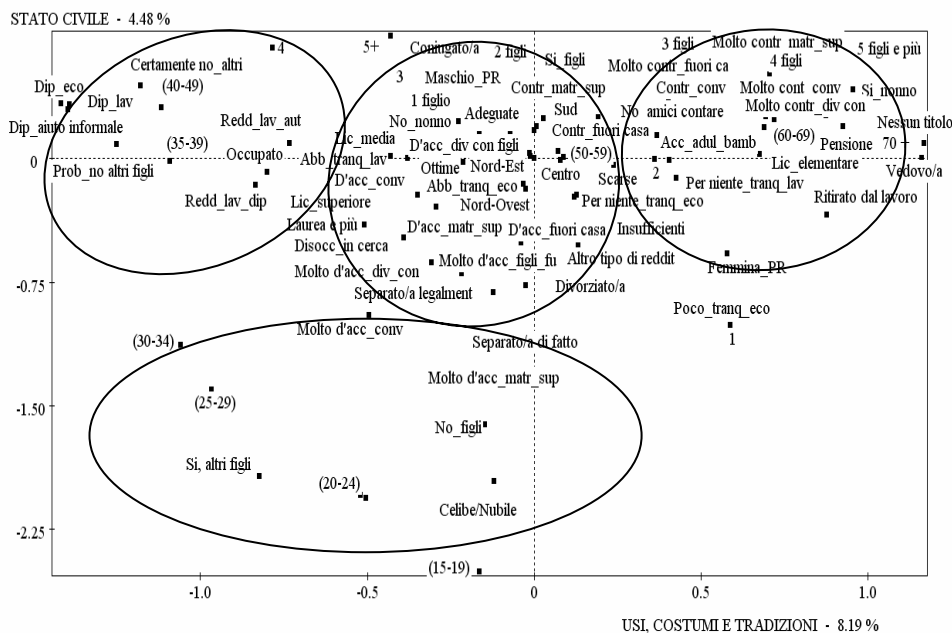
Tabella 1 – Variabili nominali attive presenti nell'ACM.

Socio-Demografiche	Economiche	Giudizi e Opinioni su temi sociali
Età	Condizione lavorativa	Ammettere il divorzio anche se ci sono figli
Figli viventi, adottati o affiliati	Fonte principale di reddito	Avere un altro figlio dipende dagli aiuti informali
Numero componenti la famiglia		Avere un altro figlio dipende dal lavoro
Numero di figli		Avere un altro figlio dipende dalla condizione economica
CF è nonno		Giudizio sulla convivenza
Area geografica di residenza		Giudizio sulle risorse economiche
Sesso		Ha uno o più amici su cui poter contare
Stato civile		I figli da 18-20 anni devono uscire da casa
Titolo di studio		Il matrimonio è un'istituzione superata
		Intenzione di avere figli in futuro
		L'aiuto più importante prestato
		Tranquillità rispetto al lavoro
		Tranquillità rispetto alla condizione economica

La proiezione delle modalità attive sul piano fattoriale (Fig. 3) evidenzia la presenza di quattro aree ben distinte che descrivono altrettanti profili di famiglie. Nella parte destra del grafico si collocano tutte le famiglie che hanno tuttora una visione tradizionale della famiglia stessa e che credono fermamente nel matrimonio come istituzione. Si tratta di persone anziane, nonni che accudiscono i nipoti nel momento del bisogno, che non hanno un titolo di studio elevato, e che si preoccupano per la propria condizione economica.

Nella parte centrale del grafico si ritrovano invece le famiglie le cui condizioni socio-economiche sono nella media: si tratta di persone coniugate, che hanno al massimo due figli con i quali coabitano, che concordano sulla loro uscita precoce da casa. Vivono nelle regioni del Nord e del Centro, non hanno esperienza come nonni, sono favorevoli al divorzio anche nel caso in cui hanno dei figli. Nella parte di sinistra del grafico si posizionano, invece, le famiglie con capofamiglia imprenditore, o che percepisce un reddito da lavoro autonomo, che giudica fondamentale gli aiuti sia informali che formali per poter al meglio badare ai figli o agli anziani presenti in famiglia. Secondo queste famiglie la possibilità di avere figli dipende molto da fattori economici e lavorativi, e comunque esprimono la volontà di non averne altri.

Figura 3 – ACM, piano fattoriale – Indagine FSS, ISTAT, 2003.



In basso si osservano le famiglie giovani, fiduciose in un futuro positivo, che non hanno ancora figli, ma che intendono averne; sono costituite da persone nubili o celibi e quindi verosimilmente si tratta di individui single o in convivenza. Sono favorevoli al divorzio, alla convivenza e considerano il matrimonio un'istituzione superata.

Oltre all'esame delle caratteristiche del campione, nell'indagine FSS si è tentato di far emergere alcuni problemi che in contesto urbano assumono carattere di maggiore criticità. Poiché nel campione la presenza di minori (al di sotto dei 15 anni) costituisce il 15,2% del totale è evidente che assumono particolare rilievo gli aiuti informali rivolti alle famiglie. Dalle risposte (43,2%) emerge come sia fondamentale l'aiuto dei nonni (per lo più non conviventi con la famiglia in cui vi è presenza di minori); segue l'aiuto prestato da altri parenti e/o amici (18,4%) e dalla babysitter (5%). Si nota, altresì, che per accompagnare i figli a scuola o all'asilo viene utilizzato lo stesso mezzo sia per l'andata che per il ritorno (il mezzo principale è il pulmino comunale (95%)). Alta è la percentuale (66%) di famiglie che conta sull'aiuto dei nonni in quel particolare momento della giornata e tuttavia nell'80% dei casi è pur sempre la madre che ha il compito di accompagnare o andare a prendere il figlio a scuola o all'asilo. Emerge, altresì, in modo netto la forte presenza del settore privato nel sistema scolastico: il 54% delle famiglie, infatti, per il servizio educativo

e sociale dei propri figli ha fatto ricorso a scuole materne private, e per la cura delle persone anziane a personale straniero o non incluso nella famiglia d'origine.

4. Conclusioni

La struttura della famiglia italiana ha subito nel corso degli anni un notevole cambiamento. Secondo gli ultimi dati Istat e differenti studi di letteratura, è possibile cogliere una significativa trasformazione: da numerosa e tradizionalista a famiglia con al massimo due o tre persone, aperta ai cambiamenti sociali. Dall'indagine Multiscopo sulle famiglie FSS del 2003 è stato possibile cogliere le principali caratteristiche dei capifamiglia del campione rappresentativo.

E' emersa così una visione di famiglia che, se vive una condizione di normalità dal punto di vista della coniugalità, favorisce e proietta ancora un'immagine tradizionale di famiglia e considera fondamentali e necessari gli aiuti informali. Se invece vive una situazione di disagio, a causa soprattutto della separazione dei coniugi o per libera scelta di convivenza, allora emerge una tendenza alla modernità e l'esigenza di poter contare su validi aiuti informali.

L'analisi delle corrispondenze multiple applicata al campione di capifamiglia intervistati ha evidenziato tale situazione, ed ha posto in rilievo alcuni elementi che consentono di affermare che per la pianificazione in ambito "urbano" sia importante adoperarsi per offrire a queste famiglie servizi sociali ed assistenziali efficaci e efficienti.

Riferimenti bibliografici

De Rose A., Racioppi F., e Zanatta A.L. 2008. *Italy: Delayed adaptation of social institutions to changes in family behaviour*, Demographic Research, vol.19, art.19, pp.665-704, Max Planck Institute for Demographic Research.

Istat 2008. Evoluzione e nuove tendenze dell'instabilità coniugale, *Argomenti*, n.34, 2008.

Istat 2009. *Separazioni e divorzi. Anno 2007*.

Istat 2010. *Indicatori demografici*, comunicato stampa del 18 febbraio 2010.

Istat 2010. *Natalità e fecondità della popolazione residente: caratteristiche e tendenze recenti. Anno 2008*, Statistiche in breve, 18 marzo 2010.

Lorenzetti L. 2009. *Mortalità e cause di mortalità in Svizzera: differenze di genere durante la transizione demografica (1870-1930)*, Convegno SIDES "Demografia e diversità: convergenze e divergenze nell'esperienza storica italiana", Napoli, 5-7 novembre 2009.

SUMMARY

Over the last twenty-three years, Italy has experienced important changes in family relationships, social behaviours and lifestyles that have profoundly changed the family structure. This had been previously characterized by large families, with strong attachment to motherhood and traditions. Now, for instance, we observe a loss in the centrality of marriage, increase of informal cohabitation, delay in union formation, increase of separation and divorces. The analysis of this work is entirely based on data from the Family Multiscope Survey – Istat 2003 *Family and Social Subject*. The methodology used was the Multiple Correspondence Analysis that emphasizes the most salient demographic features of the Italian family today, besides, it attempts to highlight their most important needs, with particular reference to urban context.

Giuseppe DE BARTOLO, Professore Ordinario di Demografia, Dipartimento di Economia e Statistica, Università della Calabria, debart@unical.it

Angela COSCARELLI, Assegnista di Ricerca in Demografia, Dipartimento di Economia e Statistica, Università della Calabria, a.coscarelli@unical.it

BASSA FECONDITA' E "FORTI" LEGAMI FAMILIARI: IL CASO DELL'ITALIA E DELLA COREA DEL SUD

Angelo Dell'Atti, Giuseppe Gabrielli*

1. Premessa

Durante gli anni Ottanta gli studiosi hanno incominciato a considerare le cause e le conseguenze del declino della fecondità al di sotto del livello di sostituzione, sviluppando, in estrema sintesi, due filoni esplicativi: uno di carattere economico e l'altro socio-culturale. Il primo focalizza l'attenzione sull'innalzamento del livello di istruzione femminile, l'emancipazione economica e sociale della donna e la sua maggiore presenza nel mercato del lavoro (Becker, 1991). L'approccio di tipo socio-culturale si basa, invece, sul passaggio da un "modello familistico" ad un accresciuto "individualismo" nelle scelte riproduttive (Lesthaeghe, Surkyn, 1998). Il presente contributo intende analizzare, in un'ottica comparativa, alcuni aspetti del comportamento fecondo delle donne in due paesi caratterizzati da una bassissima fecondità e da legami familiari "forti": l'Italia e la Corea del Sud (d'ora in poi solo Corea).

Da un lato, la famiglia tradizionale in Corea si basa sui principi del confucianesimo: le unioni formali sono ampiamente diffuse, così come l'usanza di sposarsi ad età precoci; all'interno della coppia, i ruoli assunti sono, poi, nettamente diversificati per genere (Choe, 2006). Il modello tradizionale della famiglia coreana prevede, inoltre, un legame inter-generazionale molto forte. Nei contesti più tradizionali, la coabitazione tra genitori anziani e figli adulti risulta ancora diffusa nel Sud-Est Asiatico. E' stato evidenziato in letteratura come in alcune società asiatiche i "forti" legami familiari possano favorire, da parte delle giovani mogli, una migliore conciliazione tra casa e lavoro e possano influenzare positivamente l'intensità finale della fecondità (Tsuya, Bumpass, 2004). In un'ottica opposta, tale modello familiare sempre meno si adatterebbe agli stili di vita della società moderna. Le coppie sposate nelle società del Sud-Est Asiatico sarebbero moralmente tenute a vivere insieme ai rispettivi genitori (o nelle immediate vicinanze) per poter fornire loro un sostegno economico e affettivo, nonché cure adeguate (Doo-Sub, 2005). La convivenza tra generazioni diverse può

* L'esecuzione complessiva del lavoro va intesa svolta da entrambi gli Autori in stretta collaborazione: tuttavia per quel che concerne la stesura del testo i punti 1 e 5 vanno attribuiti ad Angelo Dell'Atti, mentre i punti 2, 3 e 4 vanno attribuiti a Giuseppe Gabrielli.

quindi provocare ulteriori oneri alle giovani famiglie e maggiori “costi” con riferimento alle scelte riproduttive.

Analogamente a quanto visto per la Corea, Reher (1998) colloca l'Italia, insieme ad altri paesi caratterizzati da una tradizione legata alla religione cattolica, tra i paesi europei contraddistinti da “forti” legami familiari in cui, abitualmente, l'unità familiare prevale sull'individuo. Dopo la prima unione, infatti, le giovani coppie vanno ad abitare relativamente vicino ai propri genitori ed hanno la più alta intensità di contatti con gli stessi all'interno del panorama europeo (Barbagli et al., 2003). Anche in questo caso, la vicinanza tra genitori anziani e giovani coppie sposate favorirebbe il reciproco sostegno economico ed affettivo. In questo senso, anche nel contesto italiano i “forti” legami familiari favorirebbero i comportamenti fecondi. Al contrario, essi non favorirebbero le scelte di vita personali e indipendenti da quelle della famiglia d'origine. Spesso le relazioni con i genitori ed i suoceri possono produrre conflitti all'interno della coppia stessa. In questo senso, i legami familiari potrebbero influire anche negativamente sulla scelta di avere figli e sulla transizione alla genitorialità.

Ovviamente, i tratti sin qui delineati, non esauriscono la descrizione di due contesti tanto lontani e complessi (si pensi, ad esempio, alle significative differenze tra Nord e Sud Italia) e non possono essere generalizzati all'universo delle famiglie esistenti, che sono sollecitate ogni giorno ad adattare i propri stili di vita e le loro scelte in tema di fecondità alle esigenze di una società post-moderna.

2. Dati utilizzati e scelte operative

Lo scopo del presente contributo è quello di effettuare una analisi del momento dei comportamenti fecondi. Dopo una sintetica analisi delle fonti ufficiali (dati macro) dei due paesi esaminati, per quanto riguarda l'incidenza e la cadenza del fenomeno osservato, si utilizzeranno due recenti indagini individuali (dati micro) rappresentative a livello nazionale e confrontabili tra loro. In Italia, i dati utilizzati provengono dall'indagine multiscopo “Famiglie e Soggetti Sociali” (FSS) condotta dall'Istat nel 2003. Per la Corea, vengono utilizzati i dati della “Survey on Marriage and Fertility” (SMF) condotta nel 2005 dal “Korean Institute for Health and Social Affairs”. Le indagini ricostruiscono la storia matrimoniale e feconda delle donne intervistate, le loro principali caratteristiche familiari e le loro condizioni occupazionali ed economiche. Le analisi riguardano un sub-campione (al netto dei dati mancanti) di 4.592 e 3.802 donne nate nel periodo 1960-84, rispettivamente in Italia e in Corea, e sposate nel periodo compreso tra il 1980 e la data dell'intervista. La scelta del sub-campione analizzato dipende dalle restrizioni dell'indagine Coreana utilizzata che comprende le sole donne sposate in età 20-44 anni. Si è deciso di analizzare lo stesso sotto-campione anche nell'indagine

italiana. Tuttavia, essendo molto bassa la quota di nascite extra-coniugali in entrambi i paesi osservati, studiare la sola fecondità matrimoniale appare comunque rappresentativo dei contesti esaminati. Gli eventi osservati, utilizzando le tecniche proprie dell'Event History Analysis, sono la transizione al primo e al secondo figlio. Nel campione considerato si osservano rispettivamente in Italia e Corea il 79,8% e il 90,8% di spose che hanno avuto il primo figlio; inoltre, il 62,3% e il 75,2% di intervistate, per ciascun paese, hanno anche avuto il secondo figlio.

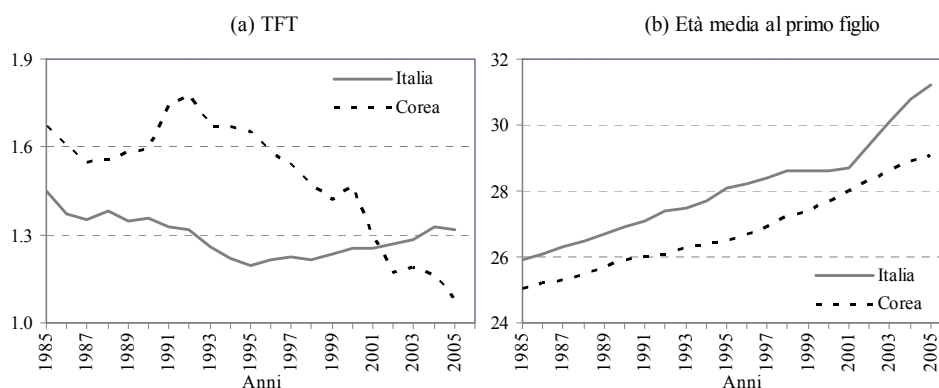
Le analisi sono basate sull'applicazione di modelli non parametrici (stimatore di Kaplan-Meier) e semi-parametrici (vedi §3). In particolare, per l'analisi multivariata vengono stimati due modelli di Cox, uno per ogni transizione osservata (per i metodi utilizzati si veda ad es. Cleves et al., 2002). Unendo il campione dell'Italia e della Corea, si osservano i trend di periodo nei due paesi osservati congiuntamente, in maniera tale da poter mostrare l'andamento nel tempo dell'uno in riferimento all'altro e al netto di altre variabili socio-demografiche quali: l'età al matrimonio delle donne intervistate, la dimensione del luogo di residenza alla nascita (urbano o rurale), il livello di istruzione raggiunto (licenza media, diploma, laurea o più), la condizione lavorativa (occupato o non occupato) e la coabitazione con almeno uno dei genitori di entrambe i coniugi. Tutte le variabili di controllo sono state considerate come "*dipendenti dal tempo*" (ad eccezione della dimensione urbana/rurale) il cui valore, cioè, cambia in determinati punti dell'asse temporale, in particolare all'età in cui si verifica l'evento considerato. Gli effetti (o *hazard rate*, o *tassi di rischio*) di tali variabili all'interno dei modelli non vengono mostrati nel presente contributo per ragioni di spazio, ad eccezione della coabitazione con i genitori, proprio per evidenziare il suo impatto, tra gli aspetti tipici dei "forti" legami familiari esistenti, sui comportamenti fecondi (vedi §4).

3. Evoluzione della fecondità: intensità e cadenza

Utilizzando le fonti ufficiali a disposizione, la figura 1 mostra l'incidenza e la cadenza della fecondità in Italia e Corea nel periodo compreso tra il 1985 ed il 2005. In Corea, dopo una rapida riduzione del TFT del momento (fig.1a) da 6,01 figli per donna nel 1960 a 1,55 nel 1987, si osserva una lieve ripresa dell'intensità della fecondità che raggiunge 1,78 figli per donna nel 1992, seguita da una ulteriore riduzione fino a raggiungere 1,08 nel 2005. L'Italia, parimenti, ha raggiunto i livelli della "bassissima" fecondità nel 1993 (TFT pari a 1,26). Successivamente si è osservata una ulteriore riduzione dell'intensità seguita da una lieve crescita della stessa; nel 2005 il TFT raggiunge in Italia un livello pari a 1,33 figli per donna. Per quanto riguarda l'età media alla maternità (fig.1b), si osserva in Corea nel ventennio considerato un incremento medio di quattro anni (passando da una età di 25,1 anni nel 1985 a 29,1 anni nel 2005). Nello stesso periodo si osserva

un parallelo incremento dell'età media al primo figlio in Italia che assume costantemente valori più elevati rispetto a quanto osservato per la Corea; tale divario nell'ultimo periodo osservato (dopo il 2001) sembra allargarsi.

Figura 1 – Andamento temporale del tasso di fecondità totale (a) e dell'età media al primo figlio delle donne (b) in Italia e Corea, 1985-2005.

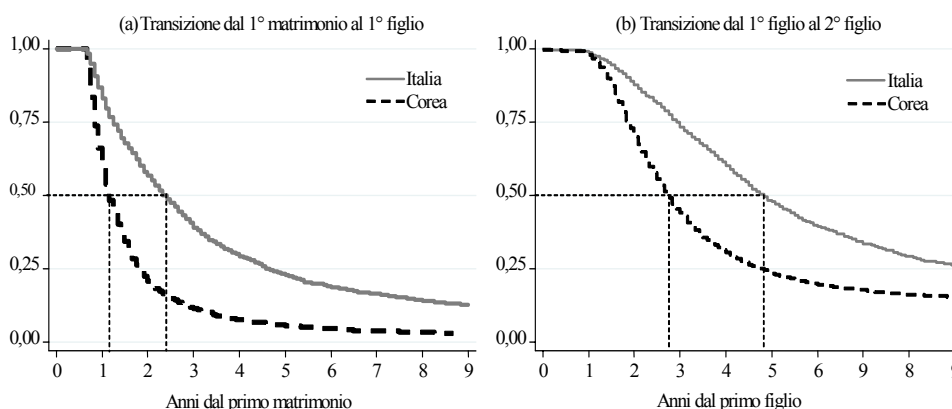


Fonte: nostre elaborazioni da fonti ufficiali pubblicate on-line - www.demo.istat.it, www.kosis.nso.go.kr.

Passando ad analizzare i dati di indagine e restringendo l'analisi alle sole donne sposate, è possibile effettuare utili considerazioni comparative tra i due paesi osservati. Utilizzando lo stimatore di Kaplan-Meier della curva di sopravvivenza (fig.2), si nota come, mediamente, le donne coreane hanno il primo figlio subito dopo il matrimonio (poco più di un anno) e il secondo entro tre anni dal primo. Solo il 10,2% delle intervistate dichiara di avere il terzo figlio. Le donne italiane mostrano una transizione alla fecondità più tardiva rispetto alle coreane nei diversi ordini di nascita osservati. In media, esse attendono più di due anni dopo il matrimonio per avere il primo figlio e circa cinque anni dopo il primo per avere il secondo figlio. Anche per le italiane solo il 10,8% da alla luce il terzo figlio.

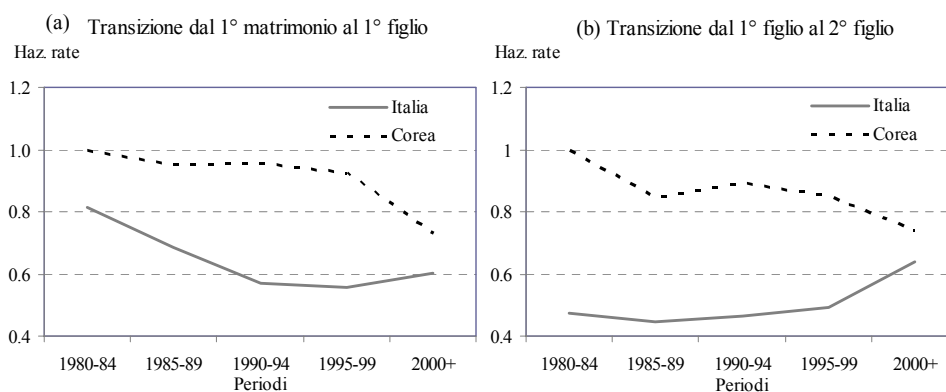
Utilizzando i modelli di Cox e standardizzando il risultato per alcune caratteristiche socio-demografiche del campione osservato (fig.3a), si nota come in Corea le nascite di primo ordine siano diminuite continuamente dal 1980 in poi anche considerando le sole donne sposate. Sostanzialmente si osserva un declino anche delle seconde nascite (fig. 3b) fatta eccezione del periodo 1990-94.

Figura 2 – Funzione di sopravvivenza, usando lo stimatore di Kaplan-Meier, della transizione al primo (a) ed al secondo figlio (b) in Italia e Corea. Spose nate nel periodo 1960-84.



Fonte: nostre elaborazioni da FSS (2003) e SMF (2005).

Figura 3 – Tassi di rischio di periodo nella transizione al primo (a) ed al secondo figlio (b) in Italia e Corea. Modelli di Cox. Spose nate nel periodo 1960-84.



Variabili di controllo incluse nei modelli: l'età al matrimonio delle spose, la dimensione della municipalità (urbano/rurale), il livello di istruzione raggiunto, la condizione lavorativa, la coabitazione con i genitori.

Fonte: nostre elaborazioni da FSS (2003) e SMF (2005).

Passando ad analizzare l'Italia, le stime di periodo mostrano livelli di rischio costantemente più bassi rispetto alla Corea nelle due transizioni osservate, ma con un andamento differente. Nella transizione al primo figlio (fig.3a), si osserva un innalzamento dei livelli di fecondità all'inizio del XXI secolo; tale incremento, seppur lieve inizialmente, si osserva anche nella transizione al secondogenito (fig.3b) già a partire dagli anni '90. In conclusione anche nei modelli stimati, si

osserverebbe una sostanziale convergenza dei livelli di fecondità nei due paesi alla fine del periodo considerato anche se con direzioni opposte: ad una continua caduta dei livelli di fecondità in Corea corrisponderebbe una ripresa della stessa in Italia.

4. La coabitazione e il suo impatto sui comportamenti fecondi

Prima di analizzare l'*hazard rate* della coabitazione nei modelli di Cox stimati, per valutarne l'effetto sui comportamenti fecondi, è apparso opportuno evidenziare alcune delle caratteristiche socio-demografiche di tale fenomeno (tab.1). Osservando i dati di indagine a nostra disposizione, si nota che la co-residenza risulta all'incirca doppia in Corea (20,6%) rispetto all'Italia (11,7%). Inoltre, sembrerebbe in netta attenuazione al momento del matrimonio e nel periodo osservato in entrambi i paesi (si passa infatti da 38,0% a 15,5% in Corea e da 19,0% a 8,8% in Italia). Infine, coinvolgerebbe maggiormente le donne con un basso livello di istruzione, disoccupate e residenti in zona rurale. Anche tali caratteristiche sembrano accomunare i due paesi, nonostante esistano maggiori evidenze in Corea.

Tabella 1 – Percentuali di coabitazione con i propri genitori delle coppie sposate secondo alcune caratteristiche del campione in Italia e Corea. Spose nate nel periodo 1960-84.

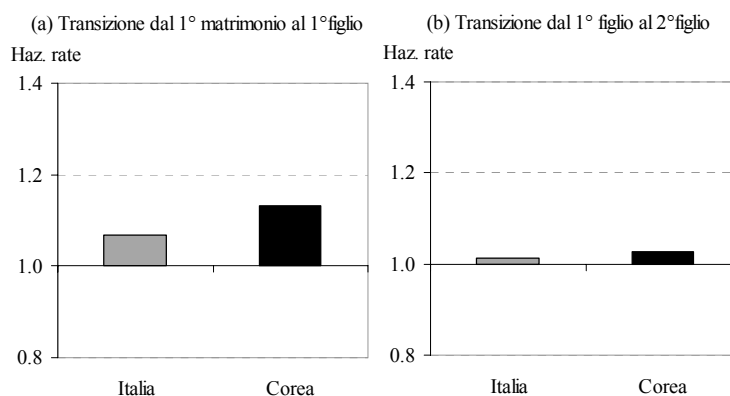
Caratteristiche	Italia	Corea
<i>Anno di matrimonio</i>		
1980-84	19,0%	38,0%
1985-89	12,5%	23,6%
1990-94	9,6%	19,8%
1995-99	9,3%	18,7%
2000+	8,8%	15,5%
<i>Livello di istruzione</i>		
Basso	15,6%	31,7%
Medio	8,8%	21,0%
Alto	7,8%	17,8%
<i>Condizione lavorativa</i>		
Disoccupate	11,9%	27,2%
Occupate	11,6%	19,7%
<i>Municipalità</i>		
Urbana	11,0%	18,2%
Rurale	11,9%	27,8%
<i>Totale spose intervistate</i>	<i>11,7%</i>	<i>20,6%</i>

Fonte: nostre elaborazioni da FSS (2003) e SMF (2005).

Tornando ai modelli di Cox stimati (fig.4), si osservano livelli contenuti, ma significativamente ($p < 0,01$) positivi dell'effetto della coabitazione sulla transizione al primo figlio (*hazard rate* pari a 1,06 e 1,13 rispettivamente in Italia e Corea). Diversamente, tale evidenza non emerge nella transizione al secondo figlio. In altre parole, la co-residenza dei genitori avrebbe un impatto positivo nella transizione alla prima maternità, mentre non mostrerebbe alcun effetto nella transizione di

ordine superiore.

Figura 4 – Tassi di rischio della coabitazione nella transizione al primo (a) ed al secondo figlio (b) in Italia e Corea. Modelli di Cox. Spose nate nel periodo 1960-84.



Variabili di controllo incluse nei modelli: il periodo di riferimento, l'età al matrimonio delle spose, la dimensione della municipalità (urbano/rurale), il livello di istruzione raggiunto, la condizione lavorativa.

Fonte: nostre elaborazioni da FSS (2003) e SMF (2005).

5. Considerazioni conclusive

In un contesto di continuo sviluppo economico, aumento dei livelli di istruzione femminile e crescente urbanizzazione, la Corea osserva una continua riduzione dei livelli di fecondità per un progressivo ritardo dell'età media alla maternità e una diminuzione dell'intensità all'interno del matrimonio nei vari ordini di nascita. D'altra parte, l'Italia, dopo aver raggiunto i più bassi livelli di fecondità mondiali durante gli anni '90, segna una lieve ripresa del TFT di periodo dovuta, in parte, ad un effetto positivo della fecondità delle donne italiane soprattutto nelle età riproduttive meno giovani (30 anni e più), ma anche al ruolo importante che viene giocato dalla popolazione straniera. Nel presente contributo si è cercato di analizzare comparativamente i comportamenti fecondi di questi due contesti molto distanti tra loro, geograficamente parlando, ma accomunati da modelli familiari e sociali simili in alcuni aspetti. In particolare, essi sono contraddistinti da "forti" legami familiari che garantiscono nelle varie fasi della vita un sostegno intergenerazionale economico e sociale. Il confronto di queste due realtà ci ha permesso di confermare la significatività di una tale caratteristica sui comportamenti fecondi facendo particolare riferimento alla coabitazione con i genitori da parte delle coppie sposate. In sintesi, si è osservato il ruolo positivo che essa gioca nella transizione alla maternità. Dunque, il cambiamento dei modelli familiari e la progressiva riduzione nel tempo delle co-residenze (ovvero di "forti"

legami familiari) ha certamente contribuito, in parte, al decremento della fecondità totale in entrambi i paesi osservati.

Ringraziamenti

Appare doveroso ringraziare Minja Kim Choe, professore all'East-West Center di Honolulu (Hawaii), per aver contribuito alla realizzazione del presente lavoro fornendo i dati d'indagine utilizzati relativamente alla Corea del Sud, la numerosa letteratura in tema di fecondità nel Sud-Est Asiatico e utili commenti ai risultati ottenuti, indispensabili per una lettura comparativa della società coreana.

Riferimenti bibliografici essenziali

- BARBAGLI M., CASTIGLIONI M., G. DALLA ZUANNA G. (2003). *Fare famiglia in Italia, un secolo di cambiamenti*. Il Mulino, Bologna.
- BECKER G. (1991). *A Treatise on the Family. Enlarged Edition*. Harvard University Press, Cambridge.
- CHOE M.K. (2006). Modernization, Gender Roles, and Marriage Behavior in South Korea. In: Chang Yun-Shik C., Hugh Lee S. (eds) *Transformations in Twentieth Century Korea*, Rutledge, London.
- CLEVES M.A., GOULD W.W., GUTIERREZ R.G. (2002). *Introduction to Survival Analysis using Stata*. Stata Press, College Station, Texas.
- DOO-SUB K. (2005). Theoretical explanations of rapid fertility decline in Korea. *The Japanese Journal of Population*, vol. 3, n. 1, pp. 2-25.
- LESTHAEGHE R., SURKYN J. (1998). Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change. *Population and Development Review*, vol. 14, pp. 1-45.
- REHER D.S. (1998). Family ties in Western Europe: persistent contrasts. *Population and Development Review*, vol. 24, pp. 203-234.
- TSUYA N.O., BUMPASS L.L. (eds) (2004). *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*. University of Hawaii Press, Honolulu.

SUMMARY

The present paper compares fertility behaviors of two widely divergent contexts, geographically speaking, but somehow united by similar family and social patterns: Italy and South Korea. They are characterized by "strong " family ties that provide inter-generational economic and social support in the transition to parenthood.

Angelo DELL'ATTI, Professore ordinario di Demografia, Università di Bari, dellattiang@dss.uniba.it

Giuseppe GABRIELLI, Borsista post-dottorato di Demografia, Università di Bari, giuseppe.gabrielli@tiscali.it

GRAVIDANZE ADOLESCENZIALI: ASPETTI SOCIO – DEMOGRAFICI

Pietro Iaquina, Francesca Di Lazzaro

1. Introduzione

Ogni anno in Italia nascono oltre 10mila bambini da mamme teenager tra i tredici e i diciannove anni. La situazione italiana è preoccupante pur se lontana dall'emergenza di altri paesi come gli Stati Uniti che, con circa 800mila casi l'anno, detengono il record di "school pregnancy" di tutto il mondo industrializzato (Fonte: Relazione del Parlamento, Legge 194, anno 2008).

Buona parte delle statistiche è fatta anche di ragazze immigrate, spesso di seconda generazione.

La realtà italiana, così come nel resto del mondo, è che i giovanissimi hanno il loro primo rapporto sessuale già a quattordici anni (Fonte: Rapporto della Società Italiana di Ginecologia e Ostetricia S.I.G.O. – 4 febbraio 2010), e la dimostrazione di quanto sia alto il livello degli "incidenti", è contenuta nei dati sulle interruzioni volontarie di gravidanza tra le minorenni.

2. Maternità adolescenziale

Questo lavoro sebbene si concentri sull'analisi del fenomeno da un punto di vista socio-demografico, fornisce una visione più ampia all'interno di un sistema che è quello culturale, poiché esistono due modi di considerare la gravidanza in adolescenza.

Nei paesi in via di sviluppo la gravidanza in età molto precoce è non solo culturalmente accettata, ma anche incoraggiata, mentre nei paesi più industrializzati, il fatto che una giovane rimanga incinta in età adolescenziale, è considerato un problema sociale di varia intensità secondo il contesto.

Considerando il fenomeno da un punto di vista sociale, emergono rilevanti differenze anche all'interno di sistemi culturali "simili" quali quello statunitense e quello italiano.

Nel nostro paese la natalità in questa fase della vita, a differenza dell'aborto, non costituisce ancora un problema rilevante come negli Stati Uniti¹.

Inoltre, le adolescenti che rimangono incinte negli Stati Uniti sono prevalentemente di colore e di classe economica bassa. Nel nostro paese la tipologia è profondamente diversa: le ragazze provengono in larga misura da famiglie di classe media, e di solito ricevono un aiuto e un sostegno dalle proprie famiglie.

Da queste differenze ne conseguono altre riguardanti i fattori di rischio per il bambino: in Italia i rischi sembrano essere connessi a fattori sociali e psicologici piuttosto che a fattori medici come negli Stati Uniti². Osservando quindi il fenomeno delle gravidanze adolescenziali dal punto di vista sociale, appaiono rilevanti alcune variabili come il livello economico, il grado d'istruzione, il supporto sociale sia della famiglia di origine sia del partner³.

3. La situazione italiana

3.1 *Madri adolescenti italiane*

Il lavoro propone un'analisi del fenomeno elaborando i dati forniti dall'Istat dal 1999 al 2008. In particolare è stata fatta una stima dei nati da madri italiane di età compresa tra i 13 e i 19 anni per ripartizione geografica e regione di residenza.

Nel 1999 i nati da madri italiane minorenni sono 2.687 su un totale di 9.996 madri adolescenti (fig.1). La percentuale di figli nati da madri adolescenti in Italia è pari al 2% del totale dei nati.

Nel 2008, 2.543 sono i nati da madri con meno di 18 anni, 7.810 sono i nati da madri di età compresa tra i 18 e 19 anni, con un aumento percentuale del 3% sul totale dei nati rispetto l'anno precedente (fig.1).

Il fenomeno varia analizzando le diverse zone in cui è suddiviso il Paese. Nel 1999 il fenomeno è più accentuato al Sud, nel 2008 al Nord (fig.2). In particolare, i nati da madri minorenni continuano a essere maggiori nel mezzogiorno d'Italia, mentre i nati da madri di età compresa tra i 18 e i 19 anni sono più numerosi nel nord d'Italia.

¹Muscetta S., Speranza A.M. (1992), Riflessioni sulla gravidanza adolescenziale: alcuni dati sulla situazione in Italia, in M. Ammaniti (a cura di), *La gravidanza tra fantasia e realtà*, Il Pensiero Scientifico Editore, Roma.

² Relazione del Parlamento Legge 194, anno 2008

³ Moran, G., Pederson, D., and Krupka, A. (2005). Maternal Unresolved Attachment Status Impedes the Effectiveness of Interventions with Adolescent Mothers. *Infant Mental Health Journal*, 26(3), 231-249.

Dall'analisi dei dati per regione (fig.3) emerge, come il fenomeno sia più radicato in Sicilia e Campania. Basti pensare che nel 1999 il 42% delle baby-gravidanze si registravano in queste due regioni. Questa percentuale è variata nell'intervallo di tempo considerato. Nel 2008 sono rispettivamente il 19% per la Sicilia e il 16% per la Campania. Seguono la Puglia con circa il 14% e la Lombardia con il 9% (Fonte: Istat).

Figura 1 – Nati da madri italiane adolescenti. Anni 1999 – 2008.

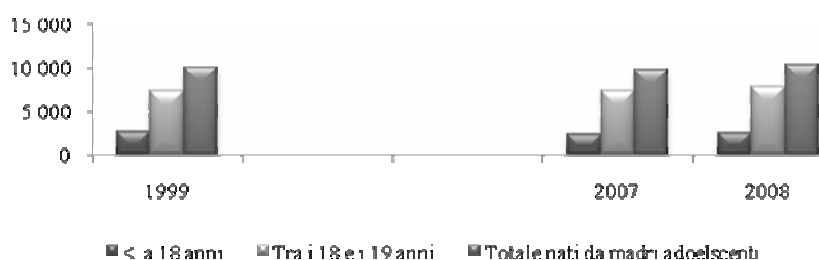


Figura 2 – Nati per ripartizione geografica. Anni 1999-2008.

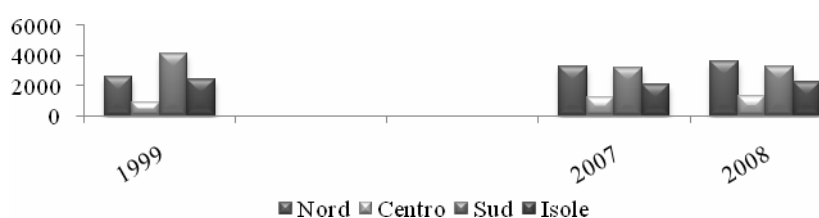
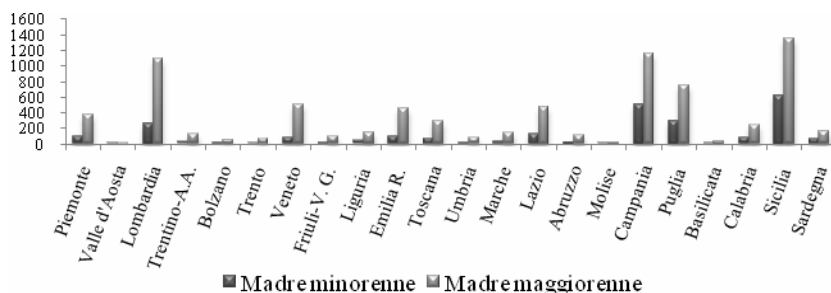


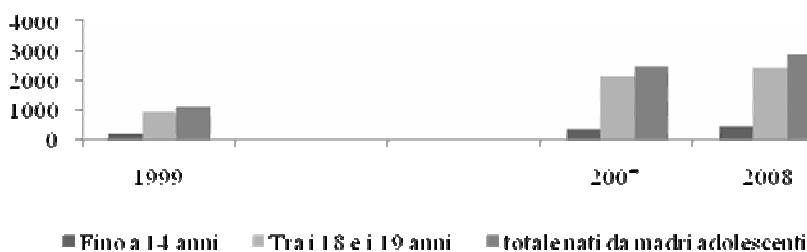
Figura 3 – Stima dei nati per regione di residenza – 2008.



3.2 Madri adolescenti straniere

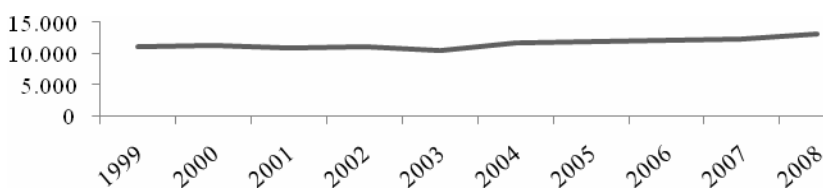
L'analisi è stata eseguita anche per le madri adolescenti straniere. Nell'intervallo di tempo considerato, i nati da madri adolescenti straniere aumentano, da 1.117 nel 1999 a 2.889 nel 2008. Aumentano sia i nati da madri minorenni, che quelli di età compresa tra i 18 e i 19 anni (fig.4). Inoltre emerge come il fenomeno sia più radicato al Nord.

Figura 4 – Nati da madri adolescenti straniere. Anni 1999-2008.



Nel 1999 il totale delle nascite da madri adolescenti in Italia è pari a 11.113, 9.996 sono i nati da madri italiane. Il totale delle nascite continua ad aumentare. Nel 2008 di 13.242 nascite, circa il 78% sono madri italiane (fig.5).

Figura 5 – Nati da madri italiane e straniere in Italia. Anni 1999-2008.

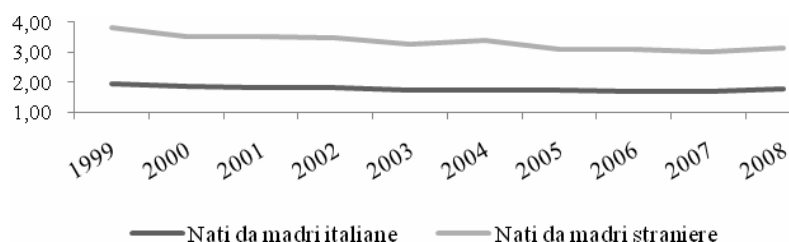


Calcolando l'incidenza dei nati da madri adolescenti sul totale dei nati, emerge come nel 1999 questa percentuale sia pari all'1,94%, diminuisce fino al 2007 (1,70%) mentre nel 2008 c'è stata una ripresa di circa sei punti percentuali.

L'incidenza dei nati da madri adolescenti straniere sul totale, invece, oscilla tra il 3,83% nel 1999 al 3,15% nel 2008 (fig.6), mentre aumenta in valore assoluto il

numero dei nati da madri adolescenti e diminuisce la quota dei nati rispetto al totale.

Figura 6 – Incidenza nati (%). Anni 1999-2008.

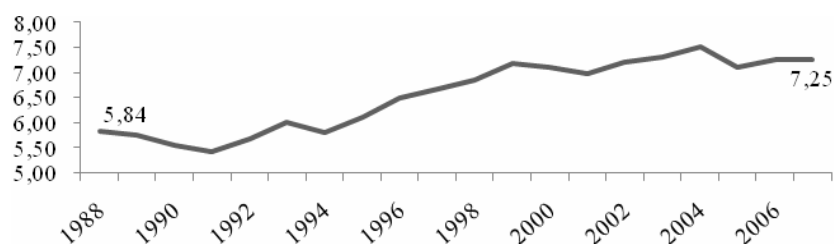


4. L'interruzione volontaria di gravidanza

Il tasso di abortività (calcolato per 1.000 donne di età compresa tra i 15 e i 19 anni) per l'anno 2007 è pari al 7,25 per mille. Dal 1978 ad oggi non è mai realmente diminuito, infatti, le statistiche dimostrano come il tasso di abortività nella fascia d'età 15-19, era pari a 5,84‰ nel 1988 (fig.7).

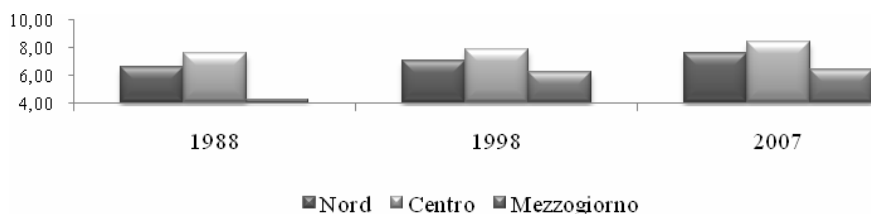
Le differenze territoriali non si sono modificate significativamente nel corso degli anni considerati. Nel 1988 si osserva che le ripartizioni con il più elevato ricorso all'interruzione volontaria di gravidanza sono il Centro e il Nord, rispettivamente con 7,57‰ e 6,62‰. Nel 2007 la situazione è identica. Il tasso di abortività aumenta ed è pari a 8,48 casi ogni 1.000 donne nel Centro e 7,60 per mille nel Nord (fig.8).

Figura 7 – Interruzioni volontarie della gravidanza per 1.000 donne in età feconda (15-19 anni): 1988-2007.



Fonte: ns elaborazione su dati Istat

Figura 8 – Interruzione volontarie di gravidanza per 1.000 donne in età feconda (15-19 anni) per ripartizione di residenza: 1988-1998-2007.



Fonte: ns elaborazione su dati Istat

Conclusioni

Negli ultimi dieci anni, sono aumentate le nascite da madri adolescenti italiane e straniere, mentre è diminuita la quota dei nati da madri adolescenti sul totale.

Tra le baby-mamme molte sono ragazze del Sud, dove la gravidanza precoce è antica e di radicata usanza, di cui la famiglia si fa carico. Si aggiungono le figlie d'immigrate legate alle loro tradizioni anche se nate in Italia.

In Italia il fenomeno è in crescita, ma non preoccupante, come invece sta diventando il ricorso da parte di minorenni all'interruzione volontaria di gravidanza. L'andamento mostra come il tasso di abortività non è mai realmente diminuito dall'introduzione della legge fino ai nostri giorni. Le donne italiane che ricorrono all'interruzione volontaria di gravidanza sono concentrate prevalentemente al Centro e Nord d'Italia.

In realtà, la generale diminuzione dei livelli di abortività è stata sperimentata da tutte le classi d'età. Esiste, però, una differenziazione per classi, poiché, come emerge dall'analisi, il ricorso all'interruzione volontaria di gravidanza da parte delle donne più giovani è aumentato.

Riferimenti bibliografici

- AMMANITI M., CANDEROLI C., SPERANZA A.M.(1997). Dinamiche psicologiche e culturali delle gravidanze in adolescenza: indagine in un campione italiano. *Psichiatria dell'infanzia e dell'adolescenza*, 64, 161-171.
- MORAN, G., PEDERSON, D., AND KRUPKA, A. (2005). Maternal Unresolved Attachment Status Impedes the Effectiveness of Interventions with Adolescent Mothers. *Infant Mental Health Journal*, 26(3), 231-249.
- IAQUINTA P. (2003). La fecondità in Italia. Integrazione ed omogeneizzazione dei dati con modellistica Arima. In *Prospettive di ricerca*, Da Molin G. (a cura di), Bari: Cacucci, saggi e ricerche Vol. 34, pp. 147-168.
- IAQUINTA P. , TRAVERSA T. (2001). Evoluzione della fecondità nelle società post-transizionali. Contributo a Giornate di Studio della Popolazione SIS-GCD, Milano.
- NICOLO'A.M., ZAMPINO A.F.,(2002). Lavorare con la famiglia: osservazione e tecniche di intervento psicoanalitico, Carocci Editore, Roma.
- MUSCETTA S., SPERANZA A.M. (1992), Riflessioni sulla gravidanza adolescenziale: alcuni dati sulla situazione in Italia, in M. Ammaniti (a cura di), *La gravidanza tra fantasia e realtà*, Il Pensiero Scientifico Editore, Roma.
- RELAZIONE DEL PARLAMENTO LEGGE 194, ANNO 2008
- ZAMPINO A. F.(2005). Alcune riflessioni sulle gravidanze in adolescenza negli Stati Uniti e in Italia, *psichiatria dell'infanzia e dell'adolescenza*, n. 4;
- SIGNORELLI G., ZAMPINO A.F,(2002). Rappresentazioni e investimenti emotivi nella gravidanza delle adolescenti, in *Minori e Giustizia*, n.3/4;
- ZAMPINO A.F.(2002). La valutazione del disagio emotivo in età evolutiva, in *La Rivista di Servizio Sociale*, n.1.

SUMMARY

This paper analyzes maternity in adolescence. In Italy over ten thousand children were born annually to mothers between 13 and 19 years. Most of the statistics are also showed that most of them are girls of second generation immigrants. In Italy, as in the rest of the world, young people have their first sexual experience at fourteen years-old. This demonstrates the high level of incidents in the data on the voluntary interruption of pregnancy among adolescents.

Pietro IAQUINTA, Ricercatore Di Demografia – Università della Calabria –
Facoltà di Economia – Dipartimento di Economia e Statistica -
p.iaquinta@unical.it

Francesca DI LAZZARO, Dottore Di Ricerca – Università della Calabria – Facoltà
di Economia – Dipartimento di Economia e Statistica - fradila@libero.it

DEMOGRAFIA DELLA FORZA LAVORO

Pietro Iaquina, Roberta Saladino

1. Introduzione

Le recenti previsioni demografiche elaborate dall'Istat (*Previsioni demografiche, 1° gennaio 2007 - 1° gennaio 2051*, Istat, 2008, Roma), disponibili sia per quel che concerne la popolazione residente complessiva, che quella residente straniera, consentono di svolgere alcune considerazioni circa l'evoluzione della popolazione potenzialmente attiva in Italia per i prossimi 2-3 decenni, prendendo in considerazione lo scenario centrale in cui viene fornito un set di stime puntuali ritenute "verosimili".

È possibile fare assunzioni sia per quanto attiene i mutamenti della struttura per età della popolazione potenzialmente attiva italiana e straniera, ma anche l'evoluzione della forza lavoro attraverso la costruzione di previsioni derivate inerenti proprio questa porzione di popolazione, discriminata per quanto attiene quella italiana e che quella straniera.

2. Principali ipotesi evolutive sottostanti le previsioni demografiche

L'Istat ha realizzato le nuove previsioni della popolazione residente secondo il cosiddetto modello per componenti (cohort component model), la popolazione si modifica in anno in anno sulla base del saldo naturale e del saldo migratorio. È stata posta come popolazione di base quella rilevata al 1° gennaio 2007 (59,1 milioni), le previsioni sono state realizzate fino al 2051, ma in questa ipotesi di analisi viene analizzato un periodo di tempo più limitato, allo scopo di verificare con buona approssimazione quanto potrebbe verosimilmente avvenire nel futuro più prossimo.

Le previsioni costruite dall'ISTAT, ed utilizzate in questa analisi, sono articolate secondo tre distinti scenari: basso, centrale e medio; in tale lavoro prenderemo in considerazione lo scenario centrale.

Le principali ipotesi demografiche su cui si basa lo scenario centrale relative all'*Italia nel complesso* sono le seguenti:

1) per quel che concerne *la fecondità*, s'ipotizza che il numero medio di figli per donna cresca da 1,37 a 1,58 nel periodo 2007-2050, poiché si è assistito ad un

parziale recupero di nascite negli ultimi anni, infatti il TFT è passato da 1,19 figli per donna del 1995 (anno di minimo storico per l'Italia) a 1,35 nel 2006, appare quindi sensato ipotizzare un proseguimento di questa tendenza;

2) per quel che concerne *la sopravvivenza*, s'ipotizza una riduzione dei rischi di morte per le principali cause e guadagni di sopravvivenza a tutte le età ma, in particolar modo, in quelle oltre i 60-64 anni di vita. In complesso, ci si attenderebbe un aumento della vita media che passa da 78,6 a 84,5 anni per gli uomini e da 84,1 a 89,5 per le donne, nel periodo 2007-2050;

3) per quel che concerne *le migrazioni*, si ipotizza un miglioramento delle condizioni economiche e sociali globali (dell'Europa e del Resto del mondo), che richiede per l'Italia un flusso netto annuo di circa 200 mila immigrati dall'estero nel medio-lungo periodo, mentre, per quanto attiene i trasferimenti interni, nello scenario centrale la propensione alla mobilità è mantenuta costante nel periodo di proiezione, tenendo conto dei livelli complessivi registrati nel quinquennio 2002-2006 e delle strutture per età e genere riferite a macroaree omogenee in quanto a comportamento migratorio¹. L'ammontare dei trasferimenti di residenza su base interregionale è di circa 380 mila unità nei primi anni di previsione.

Col passare degli anni, l'invecchiamento della popolazione conduce, a parità di propensione di spostamento, ad una contrazione dei flussi interregionali (336 mila nel 2050), per via della ridotta mobilità residenziale delle persone anziane, ed a un aumento della quota di trasferimenti attribuibili a cittadini stranieri (dal 16% di partenza al 44% nel 2050).

Le principali ipotesi demografiche riguardanti la *popolazione straniera* sono:

1) per quel che concerne *la fecondità*, l'ipotesi primaria presuppone l'avvio di un processo di convergenza al comportamento riproduttivo delle donne italiane. Con il passaggio dalle prime alle seconde generazioni, si prospetta un futuro nel quale i tassi di fecondità delle straniere diminuiranno. Le madri straniere mantengono comunque una fecondità più alta delle italiane per tutto l'arco di previsione, ma le differenze rispetto al livello medio generale diventano sempre più piccole: nel periodo 2007-2050 il TFT passerà da 2,35 a 1,86 figli per donna;

2) per quel che concerne *la sopravvivenza*, si assume che i cittadini stranieri abbiano livelli identici a quelli della popolazione generale;

3) per quel che concerne *i flussi con l'estero*, le ipotesi sono quelle già discusse nel precedente punto tre, al netto dei cittadini italiani in entrata o in uscita dal Paese. Questi ultimi, infatti, sono quantificati in entrata in quota fissa per tutte le ipotesi (circa 53 mila l'anno) e in quota variabile e decrescente in uscita. Le ipotesi

¹ Le macroaree sono le seguenti: a) Piemonte, Valle d'Aosta e Lombardia; b) Trentino-Alto Adige, Veneto e Friuli-Venezia Giulia; c) Umbria, Marche, Abruzzo e Molise; d) Lazio; e) Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna.

sulla *mobilità interna* vedono attribuita ai cittadini stranieri una propensione al trasferimento di residenza costante per tutto il periodo di previsione, così come osservato nel quinquennio 2002-2006. Rispetto ai cittadini italiani tale propensione è mediamente tre volte superiore;

4) un ultimo aspetto di cui si è tenuto conto nelle previsioni degli stranieri riguarda le *acquisizioni di cittadinanza italiana*. Rispetto all'acquisizione per nascita si è tenuto conto del rapporto di composizione delle coppie padre italiano/madre straniera e delle coppie con genitori entrambi stranieri. Nel periodo 2002-2006 si rileva che in media il 76% dei nati da madre straniera ha anche un padre straniero, in generale è ipotizzabile che si mantenga stabile nel quinquennio considerato. In base a queste evidenze si è fatta l'ipotesi che il rapporto di composizione delle coppie padre italiano/madre straniera e padre/madre entrambi stranieri rimanga costante per tutto il periodo di previsione. Per le altre modalità previste dall'attuale legislazione, nel periodo 2002-2006 si rilevano tassi di acquisizione di cittadinanza² lievemente crescenti, la media del periodo in esame è pari allo 0,8% per gli uomini e all'1,1% per le donne; nello scenario centrale i tassi di acquisizione crescono linearmente fino all'1,2% e all'1,6%, rispettivamente per maschi e femmine, entro il 2051.

3. Prospettive di evoluzione demografica della popolazione in età attiva

Secondo le previsioni Istat la popolazione in età attiva residente complessiva aumenterà gradualmente tra il 2007 e il 2020, a un tasso d'incremento medio annuo pari a poco più dell'0,2‰ per poi diminuire nel decennio successivo (2030) raggiungendo un ammontare pari a quasi 37milioni 700mila , facendo registrare un saldo negativo finale di oltre 1,3 milioni di persone rispetto al 2007 (tav. 1).

Tav. 1 – Popolazione in età attiva.

Anni	Complessiva	Straniera	Italiana
2007	39.016.635	2.299.976	36.716.659
2020	39.142.626	4.771.286	34.371.340
2030	37.678.901	5.988.152	31.690.749

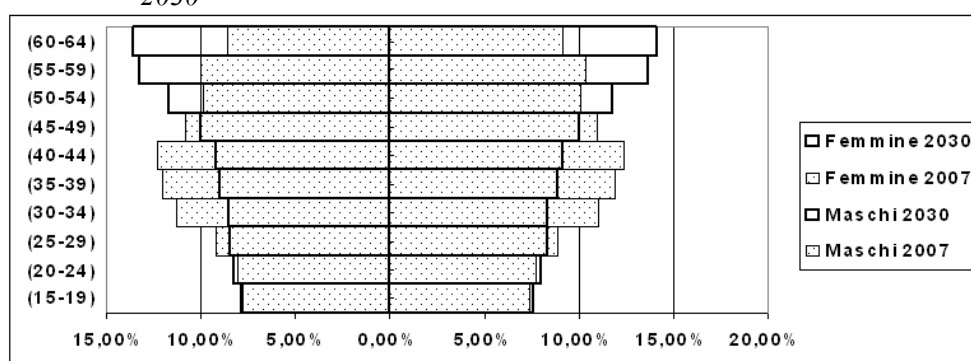
Fonte: Istat

Sostanzialmente tale decremento sarà determinato dalla forte decrescita della popolazione in età attiva italiana che dal 2007 al 2030 farà registrare una diminuzione pari a quasi 5 milioni di persone. Se fino agli anni Novanta ciò che

² Calcolati come rapporto tra numero di concessioni e numero globale di stranieri residenti.

preoccupava era il problema di dare risposta al flusso delle persone che cercavano un lavoro, molto più elevato della domanda da parte delle imprese, nei prossimi anni dovremo affrontare il problema opposto. Oltre ad avere nei prossimi anni una notevole riduzione, subirà al suo interno un ulteriore processo di invecchiamento a mano a mano che le generazioni nate negli anni '60 e '70, invecchiando, tenderanno ad ingrossare il margine superiore della distribuzione (fig. 1).

Figura 1 – Piramidi della popolazione residente italiana in età attiva al 2007 ed al 2030*



Fonte: n.s. elaborazione su dati Istat

*Previsioni

Osservando, infatti, la piramide della popolazione residente italiana in età attiva nel 2030, rispetto alla omologa del 2007, si osserva un notevole rigonfiamento verso l'alto; la quota di 40-64enni, sul complesso dei potenzialmente attivi, aumenta dal 52% del 2007 al 60% nel 2020 per poi, però discendere al 58% nel 2030, quando svanisce l'effetto transitorio delle generazioni del baby boom.

Tutto ciò è confermato anche dall'indice di struttura della popolazione in età attiva (IS) che passa da 109% nel 2007 a 146% nel 2020 per poi diminuire nel 2030 al 140%. Il progressivo invecchiamento, e l'inarrestabile decremento della popolazione residente italiana in età attiva comporterà un ulteriore squilibrio inter-generazionale, infatti al 2030 vi saranno circa 179 individui che usciranno dal mercato del lavoro su 100 che vi entreranno.

Per quel che riguarda la popolazione straniera sebbene nei prossimi anni crescerà, inizierà al suo interno un processo di obsolescenza, l'IS infatti passerà da 49% nel 2007 a 110% nel 2030. E' opportuno ricordare che l'ancora modesta dimensione demografica della popolazione straniera, la vivace mobilità residenziale dei cittadini stranieri sul territorio nazionale, il differenziale in termini di comportamento riproduttivo delle donne straniere rispetto alle italiane, la

presenza di fattori esogeni al Paese nella determinazione e nella composizione dei flussi migratori internazionali, la regolamentazione dell'immigrazione e le modalità d'integrazione sul fronte interno, fanno sì che le previsioni sugli stranieri presentino un significativo livello di incertezza, pur se condotte con criteri statistici rigorosi.

4. Previsioni sulla Forza Lavoro

Le previsioni sulla forza lavoro (tav. 2) sono state elaborate adottando un approccio strettamente demografico, i dati che utilizzati sono: l'ammontare della popolazione futura, la cui consistenza è, per l'appunto resa disponibile dalle previsioni demografiche di base elaborate dall'Istat e i tassi di attività specifici rilevati sul Dossier Statistico 2008 della Caritas/Migrantes riferiti all'anno 2007. L'ipotesi principale utilizzata riguarda lo scenario disponibile con tassi di attività invariati per tutto il periodo preso in esame (2007-2030), per mera comodità di calcolo.

Tav. 2 – Forza Lavoro.

Anni	Complessiva	Straniera	Italiana
2007	24.580.480	1.685.882	22.874.479
2020	24.659.854	3.497.353	21.413.345
2030	23.737.708	4.389.315	19.743.337

Fonte: n.s. elaborazione su dati Istat e Dossier Statistico 2008: Caritas/Migrantes

Secondo queste previsioni, la forza lavoro italiana dal 2007 al 2030 diminuirà in termini assoluti di oltre 3 milioni di unità. Tale riduzione determinerà, qualora non dovessero crescere in maniera significativa i tassi di occupazione e di attività, l'impossibilità di ripristinare il livello di occupazione precedente necessario a soddisfare il fabbisogno di manodopera. In buona sostanza, queste previsioni mostrano come le imprese italiane si troveranno nell'impossibilità di reperire personale autoctono, a causa della progressiva diminuzione della forza lavoro. Di conseguenza, per incrementare l'occupazione in Italia, si porrà l'urgenza anzitutto di aumentare in modo sostenuto la popolazione attiva (ad esempio aumentare la partecipazione delle donne nel mercato del lavoro, anche se tale obiettivo richiede politiche complesse) e successivamente, di integrare la forza lavoro con risorse umane esterne.

Anche la forza lavoro complessiva nei prossimi anni tenderà a decrescere come quella italiana ma in misura minore, grazie al contributo apportato da quella straniera che, mostra infatti per tutto il periodo preso in esame una continua

crescita, cosicché il saldo finale rispetto al 2007 è attivo nella misura di 2,7 milioni individui in più.

Il futuro decremento della forza lavoro, sia di quella italiana che di quella complessiva, creerà uno squilibrio tra invecchiamento del Paese e capacità dello stesso di mantenere vivo e vitale il sistema economico e sociale, tutto ciò pone al centro la questione contributiva e la capacità del sistema di riuscire a mantenere una popolazione non attiva in progressivo aumento.

Si è discusso, e si discute tuttora, della possibilità che l'immigrazione dall'estero possa costituire, per il nostro Paese, afflitto da una forte denatalità, un efficace rimedio contro l'invecchiamento demografico e il ridimensionamento numerico (compreso quello della forza lavoro).

Come si evince dalle previsioni, nel medio-lungo periodo la risposta è negativa, poiché i due processi possono essere contrastati efficacemente solo da un livello sufficientemente elevato della fecondità. C'è da dire inoltre che gli immigrati assimilano presto i comportamenti demografici (in particolare quelli nuziali e riproduttivi) delle popolazioni ospitanti, per cui il loro inserimento, per essere efficace dovrebbe essere continuo e tendenzialmente crescente. In generale è ipotizzabile che la popolazione straniera, nel corso dei prossimi anni, tenderà ad acquisire uno stile di vita molto simile a quello della popolazione autoctona.

Un ruolo fondamentale sarà svolto dalle donne straniere, che con il progressivo incremento del livello medio di istruzione e l'accresciuta partecipazione al mondo del lavoro, determineranno, con buona probabilità, non solo un decremento dei propri livelli di fecondità, ma anche una copertura di figure professionali maggiormente qualificate, rispetto ai ruoli attualmente svolti, con la conseguenza di una progressiva carenza di manodopera che fino ad oggi era destinata a svolgere lavori poco qualificati (come ad esempio il lavoro di badante che oggi rappresenta il bacino occupazionale che accoglie il maggior numero di donne straniere).

5. Considerazioni conclusive

Sulla base delle previsioni elaborate dall'Istat si evince come la popolazione in età attiva e la forza lavoro, sia complessiva che quella autoctona tenderanno per i prossimi anni non solo a diminuire ma anche ad invecchiare.

Fino ad oggi è giunta alla soglia del mondo del lavoro tutta quella componente demografica figlia del baby boom, caratterizzata da quote crescenti di nati che, annualmente ha favorito un ingresso considerevole di risorse umane all'interno del mercato del lavoro; oggi al primo decennio del XXI secolo potremmo assistere a qualcosa che potrebbe veramente cambiare la prospettiva demografica della forza

lavoro, infatti stanno per arrivare alla soglia dell'ingresso nel mondo produttivo, contingenti nati in epoca di *low-low fertility*, quindi con porzioni di popolazione (potenzialmente) attiva sempre più contenute.

La prospettiva, già a medio termine, è che complessivamente sempre meno lavoratori in procinto di uscire dal mondo produttivo troveranno un loro sostituto, infatti al 2007 vi erano circa 112 individui in uscita dal mercato del lavoro su 100 che vi stavano per entrare, al 2030 tale squilibrio si amplierà ulteriormente: il rapporto sarà 164 su 100.

La forza lavoro straniera, invece, nei prossimi anni tenderà ad aumentare, la crescita riguarderà l'intera popolazione straniera, infatti se al 2007 ammontava a circa 3 milioni di persone, nel 2030 potrebbe superare gli 8 milioni di residenti, il loro costante incremento sarà in grado di rallentare il decremento e l'invecchiamento della popolazione in età attiva complessiva, ma non di arrestarlo.

La dinamica demografica delineata per i prossimi anni, pone dei problemi attuali e prospettive di flessibilità e di pianificazione nella gestione delle risorse umane autoctone, le quali tenderanno a diminuire, tutto ciò pone l'esigenza di adottare politiche economiche-sociali che puntino, da una parte, ad investire maggiormente sui giovani e ad incrementare la partecipazione femminile nel mondo del lavoro (al fine di far crescere non solo l'ammontare della forza lavoro ma anche di far crescere i livelli di fecondità, poiché la partecipazione femminile al mercato del lavoro costituisce, a differenza del passato, un elemento di stimolo nei riguardi della fecondità) e, dall'altra parte, a coinvolgere fino in fondo "i nuovi italiani" nella nostra società, esattamente come i francesi, gli argentini, gli statunitensi o i belgi coinvolsero nella loro vita i nostri bisnonni, i nostri nonni e i nostri padri.

Nota bibliografica

- Baldi S., Cagliano De Azvedo R. 2005. *La popolazione italiana*. Il Mulino, Bologna.
- Billari F.C., Dalla Zanna G. 2008. *La Rivoluzione nella culla*. Università Bocconi, Milano.
- Caritas/Migrantes. (Annate Varie). *Dossier Statistico Immigrazione*. Idos, Roma.
- Di Comite L., Carella M. 2002. *Mobilità territoriale della popolazione e ricambio demografico*, Cacucci.
- Gruppo di Coordinamento per la Demografia (SIS). 2007. *Rapporto sulla popolazione*. Il Mulino, Bologna.
- Iaquinta P. 2003. *Some consideration about fecundity in Italy*. Methodological Problems, International Area Review (vol. 6, N° 2). Hankuk University of Foreign Studies, Korea.
- Istat. 2008. *Previsioni demografiche, 1° gennaio 2007-1° gennaio 2051*. Roma
- Livi Bacci M. 2010. *Demografia del capitale umano*. Il Mulino, Bologna.

SUMMARY

By making appropriate assumptions about rates, applying those recorded in 2007 according to forecasts compiled by ISTAT, it was possible to predict the size of the future labor force belonging to the foreign population resident in Italy and the native until 2030. What emerges is that for the next year, arising from the Italian workforce, agrees with what is already a few decades ago had been proposed by some scholars who had already stated that the steady decline in birth rates would lead to a slowly progressive decline pressure on the labor market, and reduced the population of working age, and then consequently also of the labor force, while the foreign labor force tend to increase, a quota equal to the initial 1,685,882 will go to 4,389,315 in 2030, so the final balance will be active from 2007 to the extent of 2,703,433 people in more.

Roberta SALADINO, Dottoranda in “Storia Economica, Demografia, Istituzioni e Società nei Paesi del Mediterraneo”, (rosalad@unical.it);

Pietro IAQUINTA, Professore Aggregato presso il Dipartimento di Economia e Statistica Università della Calabria, (pietro.iaquinta@unical.it).

UNO STUDIO STATISTICO SUL FENOMENO DELLA SCARSA PROPENSIONE ALL'ISCRIZIONE IN FACOLTÀ SCIENTIFICHE NEL TERRITORIO MESSINESE

Letizia La Tona, Angela Alibrandi, Massimiliano Giacalone

1. Introduzione

Il crescente allontanamento dei giovani dalle discipline scientifiche si è manifestato, ormai da diversi anni, con un'incessante diminuzione delle iscrizioni alle Facoltà scientifiche, sebbene i laureati in discipline scientifiche risultino essere tra i più richiesti dal mercato del lavoro, nella prospettiva di crescita della ricerca e dell'innovazione tecnologica. Gli Stati dell'U.E. hanno inserito, all'interno del "VI Programma Quadro per la ricerca" e all'interno del programma "Scienza e Società", l'esplicito mandato agli Stati membri ad analizzare il fenomeno e proporre soluzioni concrete. In Italia un intervento mirato a sostegno delle Facoltà di Chimica, Fisica e Matematica è già stato posto in essere con il DM 198/2003 che predisponneva una incentivazione diretta alle immatricolazioni ad alcune Classi di Laurea. Il progetto "Lauree Scientifiche" (PLS) ha lo scopo di stimolare l'interesse dei giovani verso le materie scientifiche, con l'obiettivo di: 1) riorganizzare la didattica a partire dalle classi della scuola primaria; 2) potenziare l'orientamento pre-universitario degli studenti delle Scuole Medie Superiori; 3) rendere la didattica più attrattiva con l'uso di laboratori sperimentali; 4) revisionare le classi di laurea scientifiche per meglio rispondere alle esigenze del mondo del lavoro; 5) incrementare le attività di Stage; 6) potenziare le offerte di formazione post-laurea per creare stretti rapporti tra Università e Impresa. Per la realizzazione degli obiettivi citati, il PLS prevede una serie di attività per studenti e insegnanti di Scuole e Università (vedi PLS sito MIUR). Nell'ambito delle attività PLS le Facoltà di Scienze Statistiche sono state inserite solo a partire dall'a.a. 2008/2009. La Facoltà di Scienze Statistiche dell'Università degli Studi di Messina nel periodo febbraio-maggio 2009 ha avviato, per gli studenti frequentanti il IV anno di alcuni Istituti Superiori di Messina e provincia (licei ed istituti tecnici), un'attività di laboratorio di statistica in classe. In tale progetto si è predisposto un questionario, volto all'acquisizione di informazioni sulle cause della scarsa propensione all'iscrizione in facoltà scientifiche. La raccolta dei dati è avvenuta ad opera degli stessi studenti, mediante somministrazione del questionario ai compagni frequentanti la classe V del loro Istituto Scolastico.

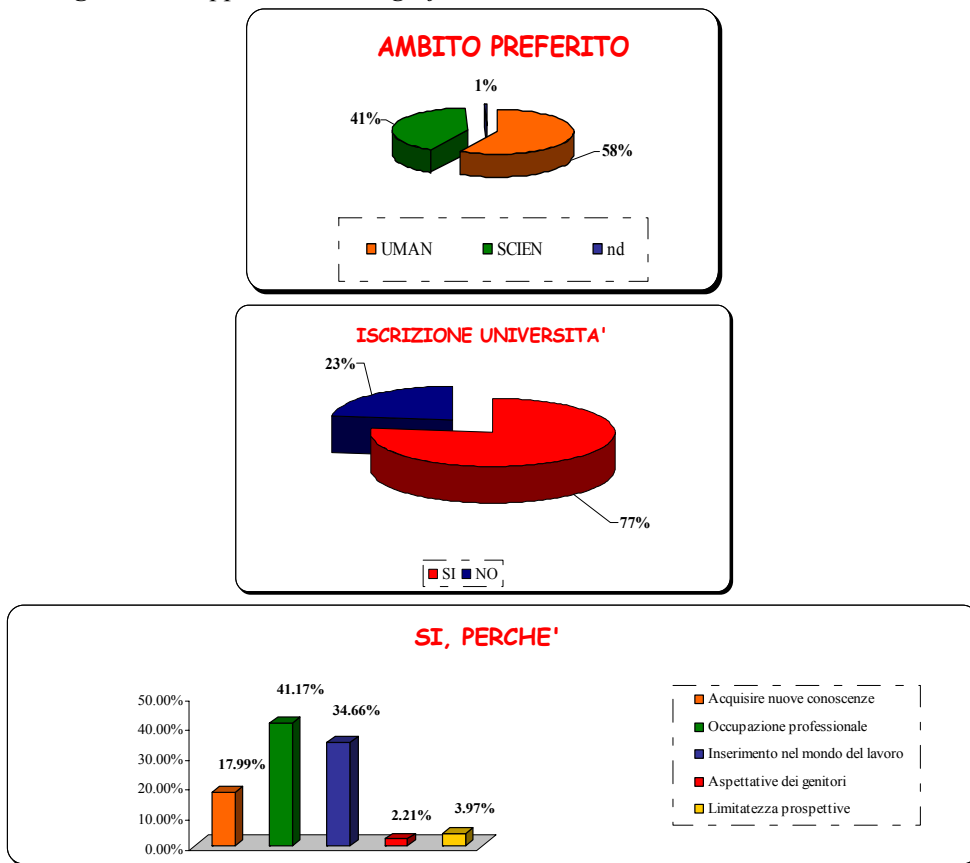
Lo scopo del presente lavoro è quello di analizzare il fenomeno della bassa vocazione degli studenti verso le facoltà scientifiche e di tentare di delineare un quadro conoscitivo. A tal fine, sono state individuate, con apposito modello, le variabili significativamente predittive del fenomeno indagato e si sono analizzate le motivazioni della scelta dell'ambito umanistico o scientifico. Il paper è organizzato come segue: nel paragrafo 2 viene descritta l'indagine sperimentale; nel paragrafo 3 viene esposto il modello di regressione logistica idoneo a modellare le relazioni di dipendenza e vengono presentati i risultati ottenuti; nel paragrafo 4 vengono, infine, riportate alcune considerazioni conclusive e le interpretazioni del fenomeno che le variabili osservate consentono di avanzare sulla bassa percentuale di iscritti alle facoltà scientifiche.

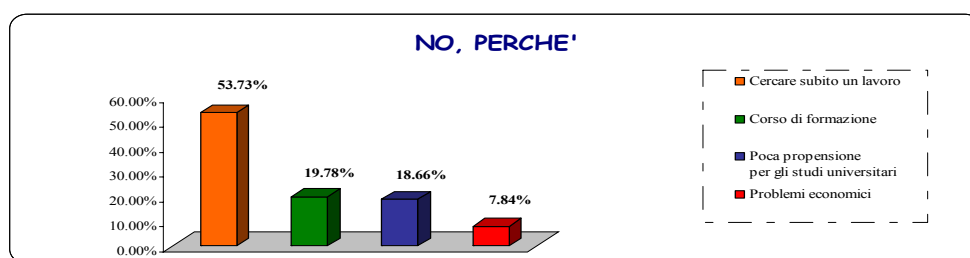
2. Descrizione dell'indagine sperimentale.

Il progetto PLS della Facoltà di Scienze Statistiche, del quale riportiamo l'esame del questionario finale, è stato rivolto ai maturandi degli Istituti di Scuola Secondaria che hanno dato la propria adesione all'iniziativa (partecipando alle attività didattiche tenute dal referente di Facoltà). Il criterio di campionamento dell'indagine in questione segue una logica «non probabilistica» usando la tecnica del campionamento a valanga (Corbetta et al., 2001). Nella fattispecie, gli studenti che hanno partecipato alla compilazione del questionario sono stati 1180, di cui il 43% di sesso maschile e il 57% di sesso femminile. Le informazioni raccolte sono relative ai caratteri riferiti alle sezioni «Dati Anagrafici», «Carriera Scolastica», «Scelta Universitaria», «Famiglia» e «Tempo libero». Di particolare interesse le informazioni ricavate dalla sezione «Scelta Universitaria», contenente non solo la propensione all'iscrizione universitaria e l'indicazione della eventuale facoltà prescelta, ma anche le motivazioni che stanno alla base dello scarso orientamento verso le facoltà scientifiche. Sono state rilevate le seguenti variabili: età, genere, tipologia di istituto, carriera scolastica complessiva (promozione, promozione con debiti formativi, qualche volta bocciato), settore disciplinare preferito, rapporto con la matematica e con l'insegnante di matematica, voto in matematica (scritto e orale), propensione all'iscrizione universitaria e relative motivazioni, eventuale scelta della facoltà (scientifica o umanistica), influenza dei coetanei nella scelta universitaria, numero di componenti familiari, titolo di studio del padre, titolo di studio della madre, eventuali fratelli/sorelle iscritti/e all'università, tempo dedicato allo studio. Allo scopo di ottenere un'immediata visione del fenomeno esaminato si riportano di seguito i grafici relativi alla distribuzione di alcune variabili (iscrizione all'università, motivazione della scelta affermativa e negativa). Si può evincere che ben il 77% delle unità campionarie ha manifestato propensione ad iscriversi all'università. Entrando nel dettaglio, i propensi all'immatricolazione sono motivati

dalla volontà di acquisire nuove conoscenze e dalla possibilità di trovare un lavoro più gratificante (Checchi et al., 2007). Tale risultato è in linea con quanto già riportato in letteratura (Checchi et al., 2008); la scelta di chi pensa di non iscriversi è, invece, legata prevalentemente alla volontà di immergersi subito nel mondo del lavoro.

Figura 1 – Rappresentazione grafica della distribuzione di alcune variabili.





Alla domanda «Le facoltà universitarie a carattere scientifico sono poco scelte dagli studenti. Secondo te, perché?» ciascun intervistato ha indicato una motivazione, ritenuta la più significativa; la motivazione più frequentemente espressa è stata “Mancanza di solide basi scientifico-matematiche acquisite dallo studente”, seguita da “Consapevolezza di non essere portato per tale tipo di studi”. La bassa iscrizione in facoltà a carattere scientifico sembra, quindi, essere legata a carenze di base degli studenti della scuola di secondo grado, nell’ambito matematico.

3. Modelli di regressione logistica

Al fine di ottenere un modello statistico in grado di rappresentare e testare la dipendenza della “propensione all’iscrizione universitaria” da fattori predittivi, sulla base della natura delle variabili rilevate, si è ritenuto opportuno, tra i possibili approcci metodologici, scegliere il **modello di regressione logistica** (Kleimbaum, 2002), essendo la variabile risposta di tipo dicotomico. In particolare sono stati stimati due modelli statistici: il primo, volto a formalizzare la dipendenza della propensione all’iscrizione universitaria da variabili riferite allo studente, alla sua carriera scolastica e all’influenza esercitata dalla famiglia e dai coetanei; il secondo, volto ad individuare, per i soli studenti propensi all’iscrizione, i fattori legati alla scelta della tipologia di facoltà universitaria.

Come è noto, la regressione logistica è un caso particolare di modello lineare generalizzato avente come funzione link la funzione «logit». Si tratta di un modello di regressione applicato nei casi in cui la variabile dipendente y sia, appunto, di tipo dicotomico riconducibile ai valori 0 e 1. La probabilità che la variabile y assuma valore 1 è funzione dei regressori $x = (1, x_1, x_2, \dots, x_k)$, $P(Y=1 | X=x)$. In particolare si ha

$$\pi(x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k)}$$

Per l'interpretazione dei parametri si ricorre all'*odds*, ossia il rapporto fra la probabilità che $Y=1$ e $Y=0$, condizionate al valore assunto dai regressori:

$$odds(x) = \frac{P(Y=1|X=x)}{P(Y=0|X=x)} = \frac{P(Y=1|X=x)}{1-P(Y=1|X=x)} = \frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}$$

Il *logit*, ossia il logaritmo dell'*odds*, è una funzione lineare dei parametri $\logit(x) = \ln[odds(x)] = \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_k x_k$. Se il parametro β_j è positivo, un incremento della variabile esplicativa x_j induce un incremento nella probabilità che la variabile dipendente assuma valore 1. Indicando con $y_1, y_2 \dots y_n$ i valori osservati della variabile dipendente e con x_i i vettori contenenti i corrispondenti valori delle variabili esplicative si ottiene la seguente funzione di verosimiglianza e di log-verosimiglianza:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} [1 - \pi(x_i)]^{1-y_i} e$$

$$l(\beta) = \sum_{i=1}^n \{y_i \ln[\pi(x_i)] + (1 - y_i) \ln[1 - \pi(x_i)]\}$$

Per la ricerca del modello più adeguato sono stati stimati diversi modelli logistici; i modelli che fra tutti hanno fornito migliori risultati e sono, a nostro avviso, risultati più adeguati sono quelli riportati di seguito (Tabb.1-2), in cui le variabili esplicative presenti sono state da noi ipotizzate "ragionevolmente" esogene.

Tabella 1 – Modello di regressione logistica per la propensione all'iscrizione universitaria.

Predittore	Coeff.	ES	Z	P	OR	Inf.I.C.	Sup.I.C.
Costante	-3.269	0.677	-4.82	0.000	-	-	-
Sesso	0.869	0.374	2.33	0.020	2.39	1.15	4.97
Istituto	2.415	0.280	8.60	0.000	11.19	6.45	19.42
Promozione	1.151	0.244	4.71	0.000	3.16	1.96	5.11
Infl.coetanei	-0.226	0.154	-1.46	0.143	0.80	0.59	1.08
Istr.padre	-0.151	0.153	-0.98	0.325	0.86	0.64	1.16
Istr.madre	0.782	0.180	4.35	0.000	2.19	1.54	3.11
Frat.univ.	0.303	0.259	1.17	0.242	1.35	0.82	2.25
Ore studio	0.072	0.082	0.88	0.380	0.08	0.91	1.27
Log-Likelihood=-222.775 Hosmer-Lemeshow=5.955 p=0.652			G=211.715 DF=8 P-value=0.000 Goodman-Kruskal Gamma=0.72				

Esaminando i risultati riportati in Tab. 1 si può constatare che esiste una forte propensione all'iscrizione universitaria per gli studenti provenienti dai Licei rispetto a quelli degli Istituti Tecnici (Liceo=1; Istituti Tecnici=0) e prevalentemente da parte di coloro che sono stati sempre promossi (promozione 1=SI; 0=NO). La variabile sesso risulta significativa ed il segno positivo del coefficiente denota una più elevata propensione all'iscrizione dei soggetti di sesso maschile (M=1; F=0). Il titolo di studio delle madri risulta essere un fattore significativo, con un coefficiente di segno positivo, denotando che in corrispondenza di madri con titoli di studio più elevati si ha una maggiore propensione da parte dei figli verso la prosecuzione negli studi universitari. Tale risultato conferma quanto già esistente in letteratura (Brunello e Checchi, 2005).

Tabella 2 – Modello di regressione logistica per la propensione all'iscrizione in facoltà scientifiche.

Predittore	Coeff.	ES	Z	P	OR	Inf.C.I.	Sup.C.I.
Costante	-2.618	0.942	-2.78	0.005	-	-	-
Sesso	1.415	0.445	3.18	0.001	4.12	1.72	9.86
Ambito pref	3.183	0.408	7.80	0.000	24.14	10.85	53.71
Rapp.matem	1.001	0.176	3.08	0.002	1.73	1.22	2.44
Rapp.ins.	-0.087	0.162	-0.54	0.591	0.92	0.67	1.26
Frat.univ.	0.282	0.337	0.83	0.404	1.33	0.68	2.57
Ore studio	-0.350	0.122	-2.87	0.004	0.70	0.55	0.90
Infl.coet.	0.139	0.214	0.65	0.516	1.15	0.75	1.75
Log-Likelihood=-130.992 Hosmer-Lemeshow=4.163 p=0.842			G=206.001 DF=7 P-value=0.000 Goodman-Kruskal Gamma=0.81				

Dai risultati riportati in Tab. 2 si può evincere che esiste una significativa propensione all'iscrizione verso facoltà scientifiche piuttosto che umanistiche da parte degli studenti di sesso maschile e di coloro che prediligono le discipline scientifiche. Significativa risulta la variabile "Rapporto con la matematica" ed il segno positivo del coefficiente denota una più elevata propensione all'iscrizione in facoltà scientifiche legata agli studenti più bravi in tale disciplina; non significativo, invece, risulta il rapporto con l'insegnante di matematica. Anche le ore di studio risultano essere un fattore statisticamente significativo. Per entrambi i modelli logistici sono stati stimati il test della *Log-Likelihood* ed il test G per la significatività del modello, i test di *Hosmer-Lowershow* per la bontà dell'adattamento ed, infine, il test di *Goodman-Kruskal Gamma* il cui valore piuttosto alto denota un buon grado di accostamento tra le modalità della variabile risposta e le probabilità attese.

4. Considerazioni conclusive

Sulla base dell'analisi statistica condotta, è stato possibile giungere ad alcuni interessanti risultati, idonei a spiegare la propensione dei maturandi della provincia di Messina verso l'iscrizione universitaria: di rilievo è la significatività del carattere "titolo di studio delle madri": la propensione dei figli nella scelta universitaria cresce al crescere del loro livello d'istruzione; evidentemente madri con più elevati titoli di studio motivano maggiormente i figli. Anche l'influenza del rendimento scolastico complessivo riportato dallo studente è abbastanza determinante: tanto più esso è alto (e tale fattore è positivamente correlato al tempo dedicato allo studio), tanto più elevata è la probabilità di proseguire gli studi universitari. Per quanto concerne la propensione all'iscrizione in facoltà scientifiche, un ruolo determinante è giocato dalle capacità matematiche e l'inclinazione che lo studente si riconosce verso la disciplina. Probabilmente il fenomeno della bassa percentuale di iscritti in facoltà scientifiche, tra cui anche quella di Scienze Statistiche, è da collegarsi alla mancata vocazione delle giovani generazioni verso una disciplina ritenuta comunemente ostica e di difficile apprendimento. L'attitudine alla matematica viene considerata da molti giovani un "privilegio di pochi" e, nascosti dietro questa convinzione, probabilmente essi non dedicano molto tempo al suo studio. Tali ragioni spiegano il preoccupante fenomeno del decremento delle iscrizioni degli studenti alle facoltà scientifiche e confermano l'esigenza di promuovere politiche di intervento che riescano a riequilibrare il numero delle immatricolazioni tra facoltà scientifiche ed umanistiche.

Riferimenti bibliografici

- BRUNELLO G., CHECCHI D. (2005), School quality and family background in Italy, *Economics of Education Review*, 24(5) : 563-77.
- CHECCHI D., BRATTI M., DE BLASIO G. (2008), Does *The Expansion of Higher Education Increases Equality of Educational Opportunities?*, in Evidence from Italy, *Labour*, 22, 53-88.
- CHECCHI D., LEONARDI M. FIORIO C. (2007), *Intergenerational persistence in educational attainment in Italy*, Mimeo.
- CORBETTA P., GASPERONI G. PISATI M. (2001), *Statistica per la ricerca sociale*, il Mulino, Bologna.
- KLEINBAUM D., KLEIN M. (2002), *Logistic Regression: A Self-Learning Text*, Second Edition, New York, NY, Springer Verlag

SUMMARY

“*Progetto Lauree Scientifiche*” (PLS) in Italian University comes from the need to promote scientific faculties, that in the recent past have been an alarming decrease in enrollment. This phenomenon is framed as a social one. As part of PLS, the Faculty of Statistics in Messina University started, in the period from February to May 2009, a laboratorial activity of “statistics in class”, for only students attending the IV year of secondary school in Messina and provinces. The administration of a questionnaire allowed to obtain some information on the causes of the examined phenomenon. The information collected refer to the following sections; "Personal Details", "Career Education", "University Choice," "Family" and "Leisure." Important information are related to "University choice" section, containing not only the propensity towards the university registration, but also the reasons that, according to respondents, can explain the low propensity into the registration in scientific sciences. From the methodological point of view, we estimated two logistic regression models: a first model aims at formalizing the dependence of the propensity towards the university registration by some variables related to the individual aspects: the educational background, the influence of scholastic and familiar background; a second model seeks to identify, only for students willing to university registration, those factors related to choice of faculty (of university seeks to identify, only for students willing to enrolment the factors of choosing the type of university faculty, i.e. scientific and humanistic).

Letizia LA TONA è Professore Ordinario di SECS-S/02 (Statistica per la Ricerca Sperimentale e Tecnologica) presso la Facoltà di Scienze Statistiche dell'Università di Messina, latona@unime.it

Angela ALIBRANDI è Ricercatore di SECS-S/02 (Statistica per la Ricerca Sperimentale e Tecnologica) presso la Facoltà di Scienze Statistiche dell'Università di Messina., aalibrandi@unime.it

Massimiliano GIACALONE è Docente a Contratto di SECS-S/01 (Statistica) presso l'Università di Catanzaro “Magna Graecia”, Campus di Germaneto., maxgiacit@yahoo.it

VALORI SOGLIA DELL'INDICE *EN* PER LA SCELTA DELLA DISTRIBUZIONE NORMALE O ESPONENZIALE NELLA QUANTIFICAZIONE INDIRETTA

Antonio Lucadamo, Giovanni Portoso

1. Introduzione

Uno dei problemi della Customer Satisfaction è la quantificazione che consente di convertire su una scala metrica i giudizi qualitativi forniti su servizi e prodotti. Una semplice tecnica è la cosiddetta quantificazione diretta: questa tecnica ipotizza che le modalità di un carattere qualitativo siano alla stessa distanza, ma questa è un'ipotesi che non è rispettata in molte situazioni (Marbach, 1974). Per questa ragione è preferibile usare un metodo alternativo, la quantificazione indiretta, che consiste nell'assegnare numeri reali alle categorie di una variabile qualitativa. In questo tipo di quantificazione i valori non sono equidistanti ma dipendono da una variabile latente. Diverse tecniche di misurazione sono state sviluppate durante gli anni (Thurstone, 1925), basate soprattutto sull'ipotesi che il modello sia distribuito secondo una normale. Questa assunzione potrebbe essere realistica in campo psicometrico, ma non è sempre valida per la Customer Satisfaction, specialmente se i giudizi sono quasi tutti positivi o negativi, quindi addensati sulla coda destra o sinistra della distribuzione. In questo caso la distribuzione più appropriata non risulta essere la normale, ma l'uso della distribuzione esponenziale è senz'altro più adeguato (Portoso, 2003a). La scelta fra i due tipi di distribuzione può essere effettuata utilizzando un indice (*EN*), introdotto da Portoso (2003b). Per tale indice l'autore individuò in maniera empirica delle soglie che consentissero di scegliere in modo più opportuno la distribuzione più adatta. In questo lavoro, dopo aver descritto le procedure di quantificazione appena citate, si definiscono con maggiore precisione, grazie a procedure di simulazione, i valori soglia dell'indice *EN*.

2. La quantificazione psicometrica

Nella quantificazione psicometrica le modalità x_i ($i = 1, 2, \dots, s$) di una variabile qualitativa X sono associate ai valori di una variabile quantitativa latente

Z , distribuita normalmente. Siano $F(i)$ le frequenze relative cumulate, corrispondenti a x_i e sia $\Phi^{-1}[F(i)]$ l'inverso della funzione di ripartizione, il quantile z_i associato a x_i può essere espresso come $z_i = \Phi^{-1}[F(i)]$. Per ottenere i nuovi valori, basta calcolare il valore atteso $E(Z_i)$ di tutte le X variabili nel dataset.

L'assunzione di normalità, quando le frequenze sono prevalentemente sulla parte sinistra o sulla parte destra della distribuzione, conduce, come accennato in premessa, a risultati non realistici. Infatti i valori risulteranno essere negativi se i giudizi sono per lo più positivi e viceversa. In questi casi, come proposto da Portoso (2003a) è preferibile considerare come variabile latente la distribuzione esponenziale.

3. La quantificazione attraverso la distribuzione esponenziale

In questo paragrafo si mostra come determinare una quantificazione basata sulla distribuzione esponenziale positiva. La procedura è simile per la distribuzione esponenziale negativa. Si consideri:

$$\begin{cases} \psi(y) = \exp(y) & \text{se } (-\infty \leq y \leq 0) \\ \psi(y) = 0 & \text{altrimenti} \end{cases} \quad (1)$$

che può essere assunta come funzione di densità relativa, infatti:

$$\int_{-\infty}^0 \psi(y) dy = \int_{-\infty}^0 \exp(y) dy = 1 \quad (2)$$

La media e la varianza possono essere definite come segue:

$$E(Y) = \int_{-\infty}^0 y \psi(y) dy = \int_{-\infty}^0 y \exp(y) dy = [y \exp(y)]_{-\infty}^0 - \int_{-\infty}^0 \exp(y) dy = -1 \quad (3)$$

$$Var(Y) = \int_{-\infty}^0 y^2 \exp(y) dy - [E(Y)]^2 = 2 - (-1)^2 = 1 \quad (4)$$

La variabile può quindi essere standardizzata nel modo seguente:

$$P = (Y - (-1)) = Y + 1 \quad (5)$$

La funzione di ripartizione di p è :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Psi(p) = \int_{-\infty}^p \exp(t-1) dt = \exp(p-1) \quad \text{se } (-\infty \leq p \leq 1) \\ \Psi(p) = 1 \quad \text{altrimenti} \end{array} \right. \quad (6)$$

Che è sempre una funzione di densità di frequenze relative in quanto:

$$\int_{-\infty}^{+1} \exp(p-1) dp = 1 \quad (7)$$

Con funzione di ripartizione, $F(p)$, pari a:

$$F(p) = \int_{-\infty}^p \exp(p-1) dp = \exp(p-1) \quad (8)$$

Per costruire i punteggi è necessario considerare le frequenze relative e le relative cumulate. Grazie a queste è possibile infatti costruire la distribuzione empirica delle frequenze cumulate nel modo seguente:

$$F(i) = F(i-1) + f(i)/2 \quad i = 1, 2, \dots, s \quad (9)$$

Considerando la formula (9) e la (8) possiamo calcolare il quantile standardizzato. Si ha infatti che:

$$\exp(p-1) = F(i) \quad (10)$$

Da cui

$$\ln[\exp(p-1)] = \ln[F(i)] \quad (11)$$

E quindi

$$p_i = 1 + \ln[F(i)] \quad (12)$$

Il problema che insorge è quello di decidere se considerare la distribuzione normale o esponenziale come variabile latente. Una possibile soluzione è data in Portoso (2003b) che ha introdotto l'indicatore *EN*

4. L'indice *EN*

L'indice *EN* è un indicatore normalizzato che assume valori nel range $(-1;1)$ e che permette quindi di individuare posizionamenti di frequenze su uno o sull'altro versante della distribuzione.

L'indice è costruito come segue:

$$EN = \sum_{i=1}^{[s/2]} (f_{s-i+1} - f_i)(s - 2i + 1)/(s - 1) \quad (13)$$

Il valore $[s/2]$ indica il massimo intero contenuto in $s/2$, dove s è il numero delle modalità, f_i le frequenze relative associate alla i -esima modalità, f_{s-i+1} quelle abbinata alla modalità contrapposta e $s - 2i + 1$ la distanza graduale, cioè la differenza di posizione tra la i -esima modalità e quella speculare. Tale indice assumerà quindi valore -1 quando tutte le frequenze risulteranno associate alla prima modalità (massima concentrazione negativa), $+1$ quando le frequenze saranno allocate tutte sull'ultima modalità (massima concentrazione positiva) e 0 quando le frequenze saranno bilanciate.

L'indice quindi misura le distanze fra frequenze contrapposte, ponderandole con le rispettive distanze graduali; il denominatore rappresenta il massimo del numeratore in quanto la distanza massima tra i valori codificati delle modalità estreme non può superare, in valore assoluto, $s-1$, limite che si raggiunge quando le frequenze sono posizionate tutte sulle code.

Attraverso alcuni semplici passaggi l'indice può essere espresso anche in altra forma in modo da rendere più rapido il suo calcolo:

$$EN = 1 - 2 \sum_{i=1}^{s-1} F(i)/(s - 1) \quad (14)$$

con $F(i)$ che è stata già definita come la frequenza relativa cumulata. Se il valore dell'indice EN è prossimo a 0, l'uso della distribuzione normale non genera alcun problema, ma se il valore assoluto dell'indice cresce, l'uso dell'esponenziale potrebbe portare a risultati migliori. Il problema, come accennato precedentemente, è quello di definire una soglia che consenta di scegliere fra i due tipi di distribuzione.

5. La scelta della soglia

La definizione di soglie più precise di quelle finora calcolate in via empirica da Portoso è stata possibile grazie all'adozione di procedure di simulazione. Si sono infatti generati inizialmente 100.000 campioni costituiti da 1.000 numeri casuali estratti da una distribuzione normale e su tali campioni è stato calcolato l'indice EN . A questo punto è stata calcolata la percentuale di volte che l'indice EN risultava essere inferiore a delle soglie predefinite. In tal modo si è potuto valutare quale fosse la soglia che meglio discriminasse fra distribuzione normale ed altri tipi di distribuzione.

La stessa procedura è stata poi ripetuta, generando però i dati da una distribuzione esponenziale, anziché da una distribuzione normale. I risultati ottenuti dalla prima simulazione sono riportati nella seguente tabella e ci permettono di verificare quale sia la soglia più appropriata.

Tabella 1 – Soglie dell'indice EN per la distribuzione normale e relative percentuali.

Soglie	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08
<i>Percentuali</i>	34,9	48,6	50,7	50,8	50,8	50,8	50,9	52,3
Soglie	0,09	0,10	0,11	0,12	0,13	0,14	0,15	0,16
<i>Percentuale</i>	57,5	66,9	79,6	90,3	94,7	95,6	95,7	95,7
Soglie	0,17	0,18	0,19	0,20	0,21	0,22	0,23	0,24
<i>Percentuale</i>	95,8	95,9	96,7	98,4	99,6	99,9	99,9	99,9
Soglie	0,25	0,26	0,27	0,28	0,29	0,30	0,31	0,32
<i>Percentuale</i>	99,9	99,9	99,9	99,9	100	100	100	100

I valori indicati alla voce “*percentuali*” indicano i numeri di campioni, rapportati a 100.000 e fattorizzati per 100, in cui il valore dell'indice EN risulta essere inferiore alla soglia indicata. Si può facilmente notare che circa il 50% dei campioni provenienti da una distribuzione normale ha portato ad un indice in

valore assoluto inferiore a 0,03, mentre con il valore della soglia pari a 0,12 si arriva ad oltre il 90%.

E' stato evidenziato inoltre in grigio il valore 0,20 che era quello calcolato empiricamente. Si può notare come per questo valore oltre il 98% dei campioni distribuiti secondo una normale, risultano avere un indice *EN* inferiore al valore suddetto. Arrivando invece ad un valore pari a 0,30 si ha che tutti i campioni provenienti dalla normale hanno un indice *EN* inferiore a suddetta soglia.

Considerando quindi questi risultati possiamo affermare che la soglia calcolata precedentemente era molto attendibile, ma per una maggiore precisione potremmo dire che il valore dell'indice *EN* pari a 0,30 è quello che consente di scegliere una variabile distribuita normalmente come variabile latente con una certa tranquillità. Per valori maggiori di 0,30 la distribuzione normale risulta non essere appropriata.

A questo punto, considerando quanto detto precedentemente, potremmo ipotizzare l'utilizzo della distribuzione esponenziale in luogo della normale, ma in realtà c'è da verificare che cosa accade per dati che sono generati da una distribuzione di questo tipo.

Il tutto è sintetizzato nella Tab. 2.

Tabella 2 – Soglie dell'indice *EN* per la distribuzione esponenziale e relative percentuali.

Soglie	0,15	0,20	0,25	0,30	0,35	0,40	0,45	0,50
<i>Percentuale</i>	0	0	0	0	0	0	0	0
Soglie	0,55	0,60	0,61	0,62	0,63	0,64	0,65	0,66
<i>Percentuale</i>	0	0	0,2	0,5	1,1	1,4	1,6	2
Soglie	0,67	0,68	0,69	0,70	0,71	0,72	0,73	0,74
<i>Percentuale</i>	4,3	10,7	19,0	24,4	27,8	37,8	56,9	70,3
Soglie	0,75	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82
<i>Percentuale</i>	76,8	86,7	94,7	97,4	99,2	99,8	99,9	99,9
Soglie	0,83	0,84	0,85	0,86	0,87	0,88	0,89	0,90
<i>Percentuale</i>	100	100	100	100	100	100	100	100

Si può notare che per dati provenienti da una distribuzione esponenziale, i valori dell'indice *EN* risultano essere tutti più alti di 0,60 e inferiori a 0,90. E' importante quindi sottolineare che sicuramente i due tipi di distribuzioni non conducono a valori dell'indice che possano fuorviare nella scelta, ma allo stesso tempo si evidenzia la presenza di un campo vuoto che va da 0,30 a 0,60, in cui la distribuzione normale non è appropriata a descrivere una variabile latente, ma neppure la distribuzione esponenziale risulta esserlo.

Distribuzioni di frequenze che danno dunque origine a questo range di valori dell'indice *EN*, non possono essere opportunamente trasformate con l'utilizzo della

normale o dell'esponenziale, ma è necessario ricorrere ad altri tipi di distribuzione che saranno oggetto di ricerche future.

6. Considerazioni conclusive e sviluppi futuri

Grazie alle analisi di simulazione effettuate è stato confermato che l'indice *EN* è senz'altro un utile strumento per definire che tipo di distribuzione deve essere adottato per le variabili latenti nel caso di quantificazione indiretta. Il valore della soglia individuato in precedenti lavori empiricamente, pari a 0,20, si è dimostrato adeguato all'uopo, ma per una maggiore precisione si potrebbe considerare come valore limite per poter applicare la trasformazione psicometrica di Thurstone il valore di 0,30. La distribuzione esponenziale risulta invece adatta quando il valore dell'indice è compreso fra 0,60 e 0,90.

Nei casi in cui il calcolo dell'indice dovesse portare a valori compresi fra 0,30 e 0,60, né la distribuzione normale, né tantomeno l'esponenziale possono ritenersi adeguate. In tali situazioni è senz'altro necessaria la ricerca di altri tipi di distribuzione che possano descrivere al meglio le variabili latenti. Allo stato attuale, lo studio di simulazione ha permesso di evidenziare che la distribuzione che meglio ricopre tale range di valori, potrebbe essere la distribuzione beta, ma non sono da escludere anche altri tipi di distribuzione. Tale approfondimento sarà però oggetto di successivi studi.

Riferimenti Bibliografici

- Marbach G. (1974), Sulla presunta equidistanza degli intervalli nelle scale di valutazione, *Metron*, Vol. XXXII: 1-4.
- Portoso G. (2003a), La quantificazione determinata indiretta nella customer satisfaction: un approccio basato sull'uso alternativo della normale e dell'esponenziale, *Quaderni di dipartimento SEMEQ*, 53.
- Portoso G. (2003b), Un indicatore di addensamento codale di frequenze per variabili categoriche ordinali basate su giudizi, *Quaderni di dipartimento SEMEQ*, 66.
- Thurstone L. L. (1925), A method of scaling psychological and educational tests, *J. Educ. Psychol.*, 16: 443-451.

SUMMARY

Threshold of the EN index for choosing between the normal distribution or the exponential distribution in the indirect quantification

One of the problem of the Customer Satisfaction is the quantification that converts on a metric scale the judgements about services or products. A simple technique is the so-called “direct quantification”: this technique hypothesizes that the modalities of a qualitative character are at the same distance, but this hypothesis is not respected in many situations. For this reason it is preferable to use an alternative technique, the “indirect quantification”, that consists in assigning real numbers to the categories of the qualitative variable. In this type of quantification the numbers are not equidistant but they depend on a latent variable. Different measurement techniques have been developed during the years (Thurstone, 1925), based on the hypothesis that the model is normally distributed. This assumption can be realistic in a psychometric field, but it is not always valid in the Customer Satisfaction, especially if the judgements are all extremely positive or extremely negative. In this case the normal distribution is not appropriate and the use of the exponential distribution will be better. For choosing which distribution is better, the EN index can be used. In this paper we define via simulation which values of the index lead to use the normal distribution and which the exponential one as latent variable.

Giovanni PORTOSO, Associato di Statistica, Dipartimento SEMEQ - Università del Piemonte Orientale “A. Avogadro”, portoso@eco.unipmn.it
Antonio LUCADAMO, Assegnista di Ricerca di Statistica, TEDASS - Università del Sannio, alucadam@unina.it

UNA VALUTAZIONE SUL GRADO DI *PRO-POORNESS* DELLA CRESCITA IN ALBANIA

Raffaella Patimo, Antonella Biscione*

1. Introduzione

In Albania, come in molti altri Paesi del mondo, la riduzione della povertà resta ancora un obiettivo da raggiungere, nonostante le numerose strategie poste in essere, soprattutto con l'aiuto degli organismi internazionali. E questo anche quando i tassi di crescita di queste economie continuano ad attestarsi su livelli elevati da diversi anni. Tuttavia, è impensabile considerare la crescita economica come l'unico strumento idoneo a sconfiggere una piaga che presenta radici molto profonde. Ed è proprio per questa motivazione che un ruolo sempre più rilevante si attribuisce anche alle politiche volte alla riduzione della disuguaglianza

La riduzione della povertà è determinata da diversi fattori, principalmente dalla crescita del reddito e dalla riduzione della disuguaglianza nella distribuzione dei redditi e dall'effetto derivante dall'interazione tra le due determinanti (Bourguignon, 2003).

In questo contributo vengono presentati i primi risultati di analisi empiriche sulla crescita in Albania nell'intento di valutare il grado di *pro-poorness* nel periodo 2002-2005 per l'Albania.

Nei primi due paragrafi viene passata in rassegna dapprima la letteratura sulla relazione tra crescita economica e povertà e poi (par. 3) quella sui concetti rilevanti la valutazione della crescita in termini di benefici derivanti ai poveri: il c.d. grado di *pro-poorness* della crescita.

Nella parte empirica, infine, viene misurata la variazione della povertà in Albania considerando gli effetti della crescita sulla popolazione povera nel tentativo di valutare se la crescita sia o meno *pro-poor*.

2. Crescita economica e povertà

La relazione tra crescita economica, distribuzione dei redditi e povertà è da lungo tempo oggetto di accesi dibattiti, soprattutto nell'ambito accademico. Studi recenti evidenziano l'assenza di una relazione sistematica tra crescita economica e

* Pur essendo il lavoro frutto di comune riflessione, a R. Patimo vanno attribuiti i paragrafi 1 e 2, mentre a A. Biscione vanno attribuiti i paragrafi 3 e 4. Le conclusioni sono condivise.

incremento del livello di disuguaglianza, contrariamente a quanto affermato da Kuznets già nel 1955. Nel suo contributo seminale, Kuznets ha infatti analizzato la relazione tra reddito pro-capite e livello di disuguaglianza conducendo un'analisi cross-section su diversi paesi. Egli ha messo in evidenza una relazione di tipo ad U rovesciata. In altri termini al crescere del reddito pro-capite, il livello di disuguaglianza cresce in un primo tempo per poi decrescere per il resto del tempo. Quanto postulato da Kuznets è stato messo in discussione nel corso degli anni, infatti, se alcuni test empirici ne hanno dato conferma, altri hanno posto l'accento sull'assenza di una tale relazione.

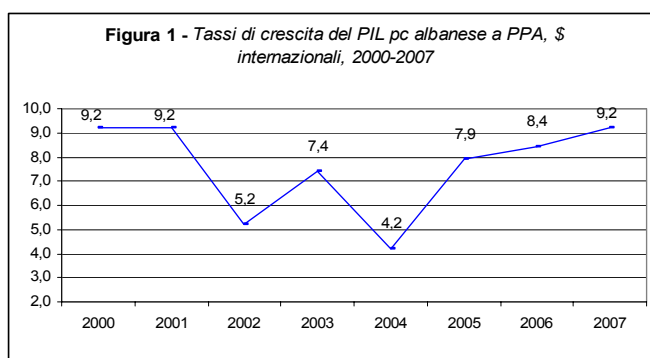
Goudie e Ladd (1999), focalizzando l'attenzione sull'analisi degli effetti della crescita economica sulla disuguaglianza, hanno dimostrato l'esistenza di una relazione tra le due, pur di natura non sistematica.

Numerosi studi hanno, invece, individuato l'esistenza effettiva di un forte legame tra crescita economica e riduzione della povertà. L'effetto della crescita economica sulla povertà dipende poi dalla modalità in cui i benefici che da essa derivano sono distribuiti tra la popolazione. A tal riguardo, Deininger e Squire (1998), considerando la crescita e la quota di reddito detenuta dai differenti gruppi della popolazione, hanno analizzato in che maniera il livello iniziale di disuguaglianza e la variazione della disuguaglianza nel tempo influenzano l'evoluzione della povertà. Pertanto, tenendo presente che, gli individui rientranti nel primo "quintile" della popolazione, sono i più poveri, si sottolinea come gli stessi sembrano soffrire degli effetti della disuguaglianza cagionati dalla crescita e allo stesso tempo sembrano beneficiare maggiormente degli effetti derivanti dall'adozione di misure atte a stimolare la crescita.

Anche Ravallion e Chen (1997), avevano confermato l'esistenza di un forte legame tra crescita economica e riduzione della povertà. Il punto di partenza della loro analisi consiste nel distribuire le osservazioni in quattro quadranti a seconda del segno delle variazioni. Nonostante la suddivisione precedentemente stabilita, le osservazioni ricadono tutte all'interno del secondo, e del quarto quadrante, entrambi caratterizzati da una relazione inversa tra aumento (riduzione) del reddito medio e riduzione (aumento) del livello di povertà. Empiricamente, essi hanno dimostrato che il reddito degli individui estremamente poveri risulta essere molto più reattivo alla crescita, tralasciando l'esistenza di differenti dinamiche all'interno dei poveri visto che la suddetta popolazione non è da considerare un gruppo omogeneo. Ali e Thorbecke (1998), conducendo un'analisi su sedici paesi appartenenti all'Africa Sub-sahariana, hanno dimostrato come la sensibilità della povertà rispetto alla crescita economica ed alla variazione nella distribuzione relativa dei redditi è differente a seconda che si analizzi il contesto urbano o quello rurale. Infatti, la povertà a livello rurale è molto più sensibile alla crescita

economica rispetto a quella presente a livello urbano. Al contrario la povertà nelle aree urbane risulta essere più reattiva alle variazioni nella distribuzione dei redditi.

L'obiettivo di questo lavoro è misurare gli effetti della crescita economica sulla povertà in Albania. Dal 1997, anno in cui il sistema economico è stato duramente colpito dalla crisi finanziaria interna (meglio conosciuta come "crollo delle piramidi finanziarie"), il paese ha registrato un sostenuto incremento del PIL.



Fonte: Elaborazioni su dati FMI, 2009

I recenti tassi di crescita albanesi mostrano valori sconosciuti al mondo occidentale. Tuttavia, dato il profondo gap da recuperare, ci si chiede se tale crescita abbia contribuito a rimuovere le differenze tra la popolazione appartenente a diverse categorie reddituali o se, nella migliore delle ipotesi, le abbia lasciate inalterate favorendo i già ricchi/benestanti.

3. Il grado di *pro-poorness*: definizioni e misurazioni

Il concetto di crescita *pro-poor* è ampiamente utilizzato sia nel mondo accademico che nell'ambito delle varie organizzazioni internazionali che si occupano di lotta alla povertà, nonostante le numerose controversie che alimenta a causa della mancanza di una sua definizione univoca.

La letteratura più recente ha cercato di illustrare la relazione tra crescita economica e riduzione della povertà, analizzando in che misura la popolazione povera beneficia della crescita. Per definire la crescita *pro-poor* è necessario prendere in considerazione: (i) l'ampiezza della crescita e (ii) i benefici generati dalla crescita che i poveri ricevono.

Due definizioni si applicano maggiormente al concetto di crescita *pro-poor*: una relativa ed una assoluta. Secondo la prima, la crescita è da considerare *pro-poor*, se riduce la povertà assoluta. Un aumento del reddito medio che si traduce in una

diminuzione della povertà è da qualificare come *pro-poor* anche se la crescita è accompagnata da un peggioramento nella distribuzione relativa dei redditi. Al contrario, la definizione relativa pone l'accento sulle ripercussioni che la crescita economica ha sulla distribuzione dei redditi. La crescita economica influenza in questo modo la riduzione del livello di povertà attraverso due fattori. Il primo è rappresentato dalla sua ampiezza. Un tasso di crescita elevato produce un'elevata riduzione della povertà in termini aggregati. Tuttavia, la crescita è accompagnata anche da mutamenti nella distribuzione del reddito. Tali mutamenti costituiscono il secondo fattore: infatti, se si verifica un peggioramento nella distribuzione del reddito, si riducono gli effetti positivi che la crescita economica ha sulla riduzione della povertà.

L'elasticità della povertà rispetto alla crescita economica è una misura utile a tal fine¹, ed è composta da δ e ε . δ esprime la variazione proporzionale della povertà quando la disuguaglianza varia e non sussiste crescita, avrà sempre segno negativo: quando il tasso di crescita è positivo la povertà si riduce sempre, considerata costante la distribuzione del reddito. ε può assumere valori positivi o negativi. Se ε è negativo (positivo) la povertà si riduce (aumenta): la crescita sarà *pro-poor* (*anti-poor*). Per misurare il grado di *pro-poorness* della crescita sono stati proposti diversi indici che permettono di sintetizzare tutte le informazioni disponibili al fine di valutare se la crescita economica ha apportato dei benefici alla popolazione povera.

Il grado di *pro-poorness* della crescita può essere quantificato facendo ricorso all'indice PPGI proposto da Kakwani e Pernia (2001), nonostante non sia rispettato l'assioma di monotonicità²:

$$\varphi = \frac{\eta}{\delta}, \text{ dove } \varphi \text{ assumerà valore superiore ad 1 se } \varepsilon < 0.$$

La crescita è definita *pro-poor* se $\varphi > 1$; questo significa che la popolazione povera beneficia più che proporzionalmente di quella non povera, nello specifico la crescita si sostanzia in una redistribuzione a favore dei poveri. Se $0 < \varphi < 1$, la crescita non è strettamente a favore dei poveri, nonostante si registri una riduzione dell'incidenza della povertà, l'impatto che la crescita produce, si manifesta

¹ Essa è definita come η , (variazione proporzionale della povertà al verificarsi di un tasso di crescita pari all'1%), essa è la somma di due elementi, δ e ε , dove δ rappresenta l'effetto puro della crescita (la variazione proporzionale della povertà, quando la distribuzione del reddito non subisce alcuna variazione) ed ε indica l'effetto disuguaglianza.

² L'assioma di monotonicità implica che l'entità della riduzione della povertà dovrebbe essere una funzione monotonicamente crescente del tasso di crescita *pro-poor*. La riduzione della povertà dipende dalla crescita e dalla distribuzione dei suoi benefici tra la popolazione povera e quella non povera, quindi, la sola massimizzazione della crescita è condizione necessaria per ridurre la povertà

attraverso una redistribuzione sfavorevole nei confronti degli individui poveri. Questa situazione è riscontrabile se la crescita è di tipo *trickle-down*, ovvero se i benefici della crescita economica si spostano lungo un ipotetico asse verticale dagli individui ricchi a quelli poveri. Infatti, sono i ricchi a godere inizialmente dei benefici derivanti dalla crescita economica; solo in un secondo momento, cioè quando i ricchi inizieranno a spendere i loro guadagni, i poveri potranno iniziare ad usufruire solo indirettamente dei suddetti benefici. Questo porta ad affermare che la popolazione povera beneficia della crescita in maniera sempre minore rispetto alla popolazione ricca. Tuttavia il livello di povertà può subire un decremento nonostante i poveri ricevano solo una piccola parte dei benefici totali. Per concludere, se $\varphi < 0$, la crescita economica induce ad un aumento del livello di povertà. Una simile situazione è definibile come “crescita che crea miseria”. (Bhagwati, 1988). A seconda dei valori che l'indice di crescita *pro-poor* (φ) assume, si può individuare l'impatto che la crescita economica ha sulla popolazione povera³.

4. Valutazione della crescita in Albania

Sulla scorta delle teorie e degli approcci metodologici presentati nei paragrafi precedenti, in questo contributo sono stati analizzati gli effetti che la crescita economica dell'Albania ha avuto sulla popolazione povera tra il 2002 ed il 2005, ultimo dato disponibile nel LSMS (World Bank e INSTAT). L'analisi è stata condotta su un campione di 3.599 e 3.638 famiglie per l'anno 2002 e 2005 rispettivamente. L'indicatore del benessere utilizzato per questa tipologia di analisi è la spesa per i consumi e non il reddito essendo quest'ultimo soggetto ad una maggiore variabilità. Per dividere la popolazione povera da quella non povera si è ricorso alla soglia di povertà ed oggettiva pari a 4.891 Lek (40 Euro) per persona al mese⁴ fissata dall'Instat. L'indice scelto per la valutazione del grado di *pro-poorness* nel contesto albanese è quello proposto da Kakwani e Pernia (2001). È un indice che rientra tra le misure classificate come complete, anche se viola l'assioma di monotonicità (v. nota 1).

³ Ciò è possibile facendo riferimento alla seguente classificazione dell'indice ottenuto:
 $\varphi < 0$: la crescita è anti-poor; $0 < \varphi < 0.33$: la crescita è debolmente *pro-poor*; $0.33 < \varphi < 0.66$: la crescita è moderatamente *pro-poor*; $0.66 < \varphi < 1$: la crescita è *pro-poor*; $\varphi = 1$: i benefici sono equidistribuiti; $\varphi \geq 1$: la crescita altamente *pro-poor*.

⁴ L'approccio seguito nella costruzione della linea di povertà è il *cost of basic need*, Ravallion M. & B. Bidani (1994), *How Robust is a Poverty Profile?*, World Bank Economic Review.

Al fine di affermare se la crescita in Albania è *pro-poor* o meno è necessario osservare la variazione della povertà tra i due anni considerati utilizzando la classe degli indici proposta da Foster, Greer e Thorbecke (1984).

Tabella 1 – Le tre dimensioni della povertà in Albania: Head Count (HC), Poverty Gap (PG) e Severity Poverty (SP)

Indici	Area	2002	2005
P ₀ (HC ratio)	urbana	19,5	11,2
	rurale	29,6	24,2
	Nazionale	25,4	18,5
P ₁ (PG ratio)	urbana	4,5	2,3
	rurale	6,6	5,3
	Nazionale	5,7	4,0
P ₂ (SP index)	urbana	1,6	0,8
	rurale	2,1	1,8
	Nazionale	1,9	1,3

Fonte: elaborazioni proprie su dati LSMS (WB-INSTAT Albania)

Come si evince dalla tab. 1, tra il 2002 ed il 2005 l'indice di diffusione della povertà in Albania si è ridotto sia nelle aree rurali che in quelle urbane. Nonostante questi miglioramenti, a livello nazionale, le persone che si trovano sotto la soglia di povertà rappresentano circa 1/5 della popolazione.

Anche gli altri due indici hanno subito una sostanziosa variazione, i risultati migliori si riscontrano nelle zone urbane. Gli indici riportati in tabella presentano valori che decrescono all'aumentare del parametro α , perché incrementando α si attribuisce ai poveri un peso via via maggiore.

Tabella 2 – L'indice di crescita *pro-poor* - ICPP - (Kakwani & Pernia, 2001).

Indici	Area	Crescita del consumo 2002-2005	η	η_g	η_l	ICPP
P ₀ (HC ratio)	urbana	0,240	-0,347	-0,412	0,065	0,842
	rurale	0,091	-0,589	-0,658	0,069	0,894
	nazionale	0,168	-0,410	-0,547	0,137	0,750
P ₁ (PG ratio)	urbana	0,240	-0,090	-0,106	0,017	0,842
	rurale	0,091	-0,142	-0,199	0,058	0,713
	nazionale	0,168	-0,102	-0,156	0,054	0,654
P ₂ (SP index)	urbana	0,240	-0,034	-0,039	0,006	0,858
	rurale	0,091	-0,043	-0,076	0,034	0,560
	nazionale	0,168	-0,035	-0,059	0,025	0,589

Fonte: elaborazioni proprie su dati LSMS (WB-INSTAT Albania)

L'indice di crescita *pro-poor* (ICPP) è dato dal rapporto tra l'elasticità totale della povertà rispetto alla crescita economica. L'effetto puro della crescita in

questo caso del consumo non subisce alcuna variazione. In tabella sono riportati sia i valori delle varie elasticità che i valori dell'ICPP. L'elasticità totale presenta sempre valore negativo, quindi è possibile affermare che l'effetto puro della crescita è stato ridotto solo in maniera trascurabile dall'effetto disuguaglianza.

I valori più elevati dell'elasticità totale si riscontrano nelle zone rurali, quindi la crescita economica è da considerare uno strumento efficace per la riduzione della povertà. Infine per quanto concerne l'ICCP, esso presenta, per tutti e tre indici di povertà analizzati valori compresi tra 0.66 e 1, anche se sussistono un paio di eccezioni.

È possibile affermare che la crescita economica in Albania è *pro-poor* ma di tipo *trickle down*. Questa tipologia di crescita presuppone che a beneficiare degli effetti positivi che da essa scaturiscono sono inizialmente i ricchi e solo in un secondo momento, cioè quando quest'ultimi cominceranno a spendere i loro guadagni, la popolazione povera.

5. Considerazioni conclusive

La riduzione della povertà è considerata un obiettivo fondamentale di sviluppo, ed è diventato un parametro per valutare l'efficacia degli interventi in materia di sviluppo. Misurare il grado di *pro-pooriness* di un processo di crescita è un esercizio di valutazione sociale, il cui esito dipende dal giudizio di valore sottostante. In questo contributo abbiamo dato una misurazione di tale grado di *pro-pooriness* basata sull'approccio di Kakwani e Pernia (2001), verificando che per gli anni considerati possiamo affermare che la crescita economica dell'Albania, pur con le difficoltà intrinseche del processo di transizione in corso, può qualificarsi come un processo *pro-poor*.

La pubblicazione dei dati della fine del primo decennio del 2000 renderà possibile estendere questo tipo di esercizio empirico. La nostra scelta di utilizzare l'ICPP è stata sinora arbitraria. Per avere una panoramica più completa su questo tipo di valutazione, infatti, è necessario estendere l'analisi secondo altre metodologie utilizzate recentemente in questo filone di ricerca.

I risultati ottenuti in questo lavoro preliminare, comunque, ci incoraggiano a proseguire in questa direzione di ricerca per un approfondimento ulteriore sugli effetti della crescita economica albanese.

Riferimenti bibliografici

- Ali A. & E. Thorbecke (1998) "Poverty in Sub-Saharan Africa: Magnitude and Characteristics"; AERC, Nairobi.
- Bhagwati J.N. (1988), Poverty and Public Policy, *World Development Report*, 16(5):539-54

- Bourguignon F. (2003), *The growth elasticity of poverty reduction: explaining Heterogeneity across countries and time periods*, in Eicher T. and Turnovsky S. (eds), *Inequality and growth, Theory and Policy implications*, Cambridge: The MIT Press
- Deininger K. & L. Squire (1996) *Measuring Income Inequality: a New Data Base*, *World Bank Economic Review*, 10 (3): 565-91
- Foster J., Greer J., Thorbecke E. (1984), *A Class of Decomposable Poverty Measures* *Econometrica* Vol.52, pp. 761-765;
- Goudie A. & P. Ladd (1999), *Economic Growth and Poverty and Inequality*, *Journal of International Development* 11, 177-195
- Kakwani N., Pernia E., (2001), *“What is Pro-poor Growth?”* *Asian Development Review*, 18, pp1-16;
- Ravallion M. & S. Chen (1997), *«What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty?»*, *World Bank Research Observer*, 11.

SUMMARY

Poverty reduction is one of the most important objectives to be pursued so that we can talk about development, not only in the economic sense but also in society. Poverty reduction is determined by several factors, mainly by income growth and reducing inequality in income distribution and the effect resulting from the interaction between the two determinants. The general increase in income per capita is among the most effective remedies to improve and increase the financial resources of individuals who have an income lower than that set by the poverty line.

This paper aims to determine whether in the period 2002-2005 there has been an improvement in economic conditions of the 'poor' in Albania.

In the first part of the work we overview the scientific literature on the relation between growth and poverty and the recent studies on the measurement of the pro-poorness of a growth process.

In the second part, we measured the change in poverty in Albania by using the survey LSMS (Living Standards Measurement Survey) conducted by the World Bank in collaboration with INSTAT. Finally, we considered the effects of growth on the poor population in an attempt to assess whether growth is pro-poor or not following the theoretical approach of Kakwan & Pernia (2001).

DISAGGREGAZIONE DEI NUMERI INDICE FOI: RILIEVI ED OSSERVAZIONI

Giovanni Portoso, Antonio Lucadamo

1. Premessa e annotazioni di metodo

I binari di sviluppo della presente nota sono sintetizzabili in 3 obiettivi :

- a) scomposizione dei numeri indici Foi nazionali per subpopolazioni, diversificate per posizione professionale e per categorie;
- b) rilevazione delle prossimità tra di esse;
- c) esame dei numeri indici Foi provinciali di 9 grandi centri urbani italiani per evidenziare uniformità o difformità di crescita territoriali.

Lo studio è stato svolto rimanendo in alveo Istat nel senso che si sono usate indagini, dati e metodiche proprie dell'Istituto, neglignendo volutamente altri tipi di rilevazioni condotte da enti che, pur osservando, per certi aspetti, un rigore metodologico nella raccolta dei dati, non sempre rispettano gli standard internazionali (Biggeri, 2003).

Come è noto la disaggregazione dei n. i. Foi per subpopolazioni, omogenee al loro interno per le abitudini di consumo, richiederebbe l'espletamento d'indagini statistiche peculiari, che non vengono condotte da nessun paese risultando alquanto costose. Negli ultimi anni alcuni paesi come il Canada, l'Australia e Singapore hanno elaborato indici per alcune tipologie familiari anche se – si osserva da parte dell'Istat – il valore conoscitivo dei risultati presenta limiti oggettivi in quanto necessiterebbero indagini ad hoc per conoscere le quantità ed i tipi di beni e servizi acquistati oltre alle tipologie di esercizi commerciali in cui vengono effettuate le spese.

Pur tuttavia per rispondere alle richieste degli utenti, alcuni Istituti nazionali di statistica, da alcuni anni elaborano indici differenziati per tipologie di famiglie, utilizzando gli stessi indici elementari dei prezzi al consumo costruiti per il calcolo dell'inflazione, che vengono sintetizzati, usando differenti strutture di pesi, basate sulla composizione della loro spesa di consumo (Istat, Approfondimenti, 2001-2006).

E' ovvio che gli indici dei prezzi, così calcolati, hanno limiti connessi con le strutture della spesa per i consumi, omogenee all'interno e significativamente diverse tra di loro, che devono essere considerati nella valutazione dei risultati statistici.

Seguendo detto approccio ed utilizzando i dati dell'indagine sui consumi delle famiglie italiane del 2007 (Istat, 2009)., si sono leggermente modificati i paradigmi classificatori delle voci di spesa per singole subpopolazioni, ottenendo una rimodulazione dei vettori di pesi abbinati ai capitoli di spesa.

Si sono quindi calcolate le matrici di distanza tra le subpopolazioni, assumendo come base di calcolo i diversi vettori di pesi ed utilizzando gli indici del tipo city block, I_{r-t} , definiti c. s. :

$$I_{r-t} = \sum_i |c_{ir} - c_{it}| \quad i = 1, 2, \dots, 12; \quad (1)$$

in cui c_{ir} e c_{it} indicano i pesi percentuali degli i -esimi capitoli di spesa della r -esima e t -esima subpopolazione rispettivamente considerata.

2. Disaggregazione per categorie professionali

Pur con i limiti accennati nel precedente paragrafo, si sono ricalcolati i n. i. Foi per le categorie professionali proposte dall'Istat, ancorati all'anno 2007 e riportati nella Fig. 1. Più che il valore specifico degli indici - poco differenziati a causa della bassa inflazione tra marzo 2010 e l'anno 2007 - ci pare interessante rilevare che il più alto carico inflattivo grava sulle categorie più precarie mentre ne risultano alleggerite quelle economicamente più solide.

Figura 1 – Numeri indice Foi a marzo 2010, base 2007, disaggregati per categorie professionali.

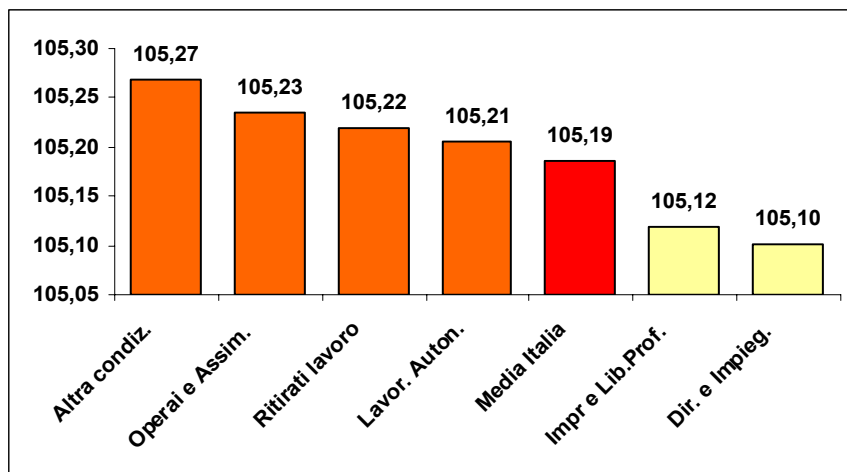
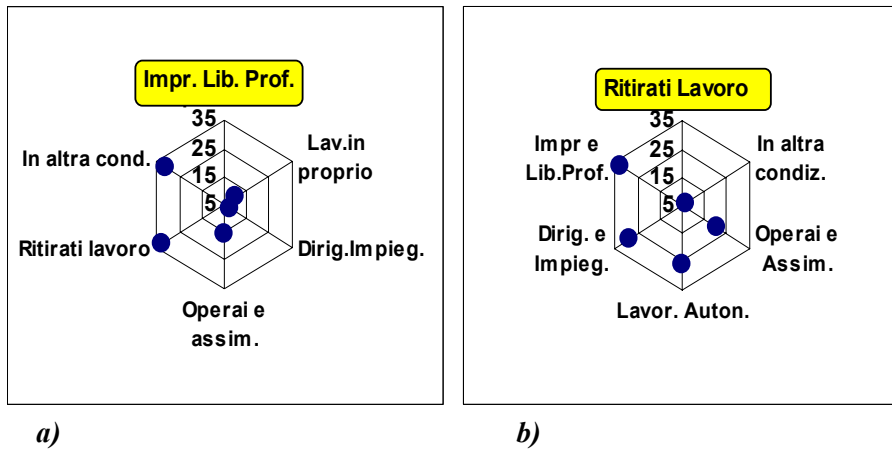
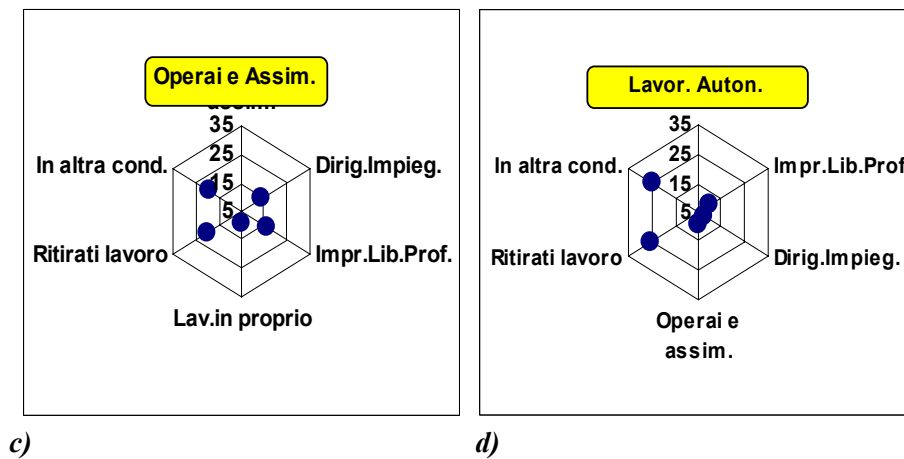


Figura 2 – Radar delle Distanze city block sui capitoli di spesa dei n.i. Foi tra categorie professionali.



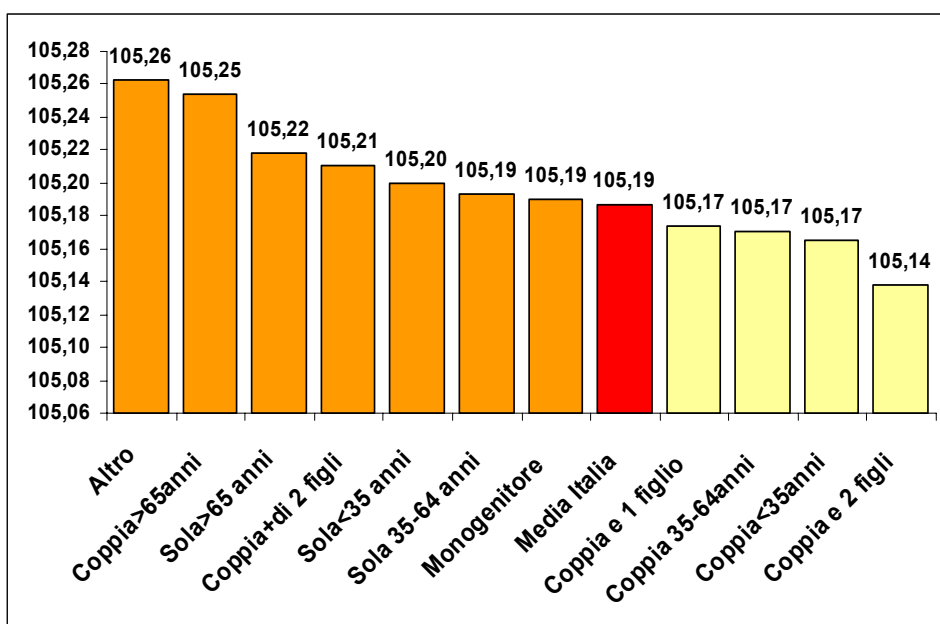
Nella Fig. 2 si sono proposti alcuni radar ritenuti più interessanti per un'analisi comparativa tra le categorie. Si noti come la struttura dei pesi dei capitoli di spesa dei Ritirati dal Lavoro (Fig. 2b) risulti distante da tutte le categorie in attività mentre quella degli Impr. e Lib. Prof. (Fig. 2a) si presenti, viceversa, contigua alla medesima. Gli Operai ed Assim. (Fig. 2c) mostrano una forte prossimità con i lavoratori autonomi e distanze alquanto ravvicinate con le altre categorie. I Lavoratori Auton. evidenziano una rete radiale (Fig. 2d) simile a quella degli Impr. (Fig. 2a) ma con distanze meno accentuate.



3. Disaggregazione per tipologie familiari

La stessa metodica di calcolo è stata usata per i n. i. Foi, associati alle tipologie familiari indicate dall'Istat, anche se i risultati mostrano indici poco diversificati per la bassa inflazione intercorrente tra il 2007 e marzo 2010.

Figura 3 – Numeri indice Foi a marzo 2010, base 2007, disaggregati per tipologie familiari.

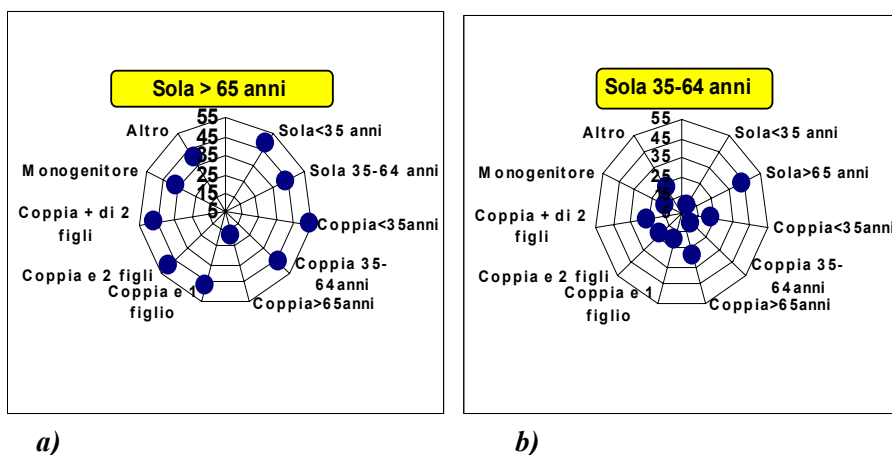


Le famiglie che sopportano il più alto carico inflattivo sono soprattutto quelle anziane a prescindere dalla loro composizione; mentre la coppia con soli due figli è quella che sembra denotare un minor tasso d'inflazione.

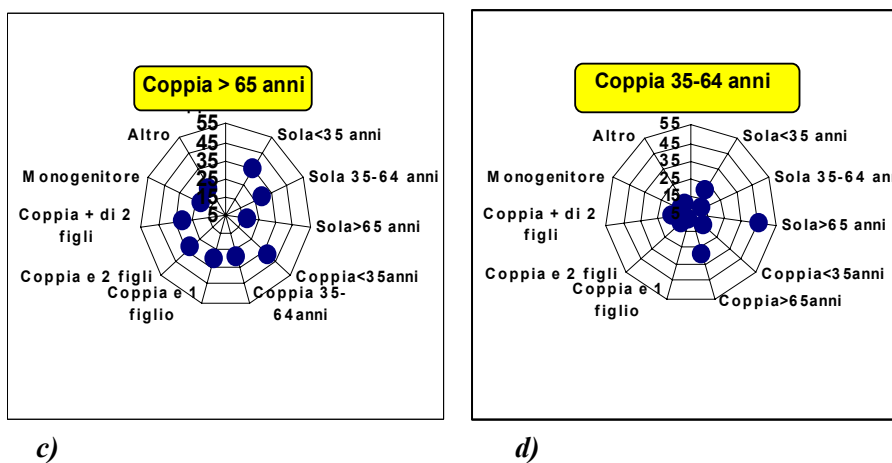
Si sono riportati in Fig. 4 solo i radar delle distanze, ritenuti più interessanti e colpiscono la forte dissomiglianza tra le reti radiali della famiglia sola > 65 anni (Fig. 4a) e della famiglia sola 35-64 anni (Fig. 4b). L'età evidentemente esercita un ruolo essenziale nella struttura dei capitoli di spesa della famiglia sola, modificandoli in modo rilevante.

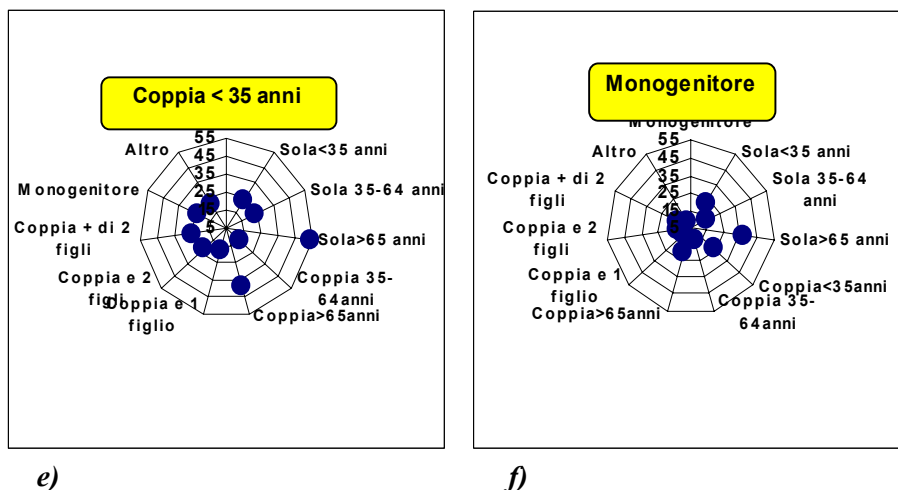
Anche il confronto tra le famiglie fondate sulla coppia dei genitori (Fig. 4c e 4d) rivela interessanti peculiarità; una rete radiale più dispersa quella ultrasessantacinquenne; molto concentrata quella riguardante la coppia 35-64 anni, che mostra una netta lontananza solo da quelle anziana.

Figura 4 – Radar delle Distanze city block sui capitoli di spesa dei n.i. Foi tra tipologie familiari.



Considerando la Fig. 4e si evince che la coppia giovanile ha una struttura ponderale di capitoli di spesa dissimile da quella delle famiglie anziane mentre lo status di famiglia monogenitore non denota distanze rilevanti dalle altre tranne dalla famiglia solo ultrasessantacinquenne.

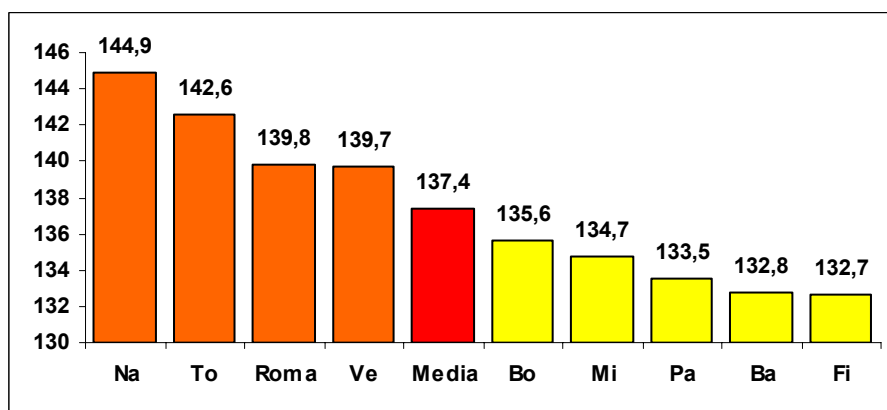




4. Dinamica dei Numeri Indice Foi per grandi centri urbani

Considerato che i n. i. Foi nazionali coprono con un velo di uniformità i comportamenti di spesa di tutta la popolazione italiana, ci si è chiesto in quale misura si differenziano le dinamiche di sviluppo dei n. i. riguardanti le subpopolazioni gravitanti sui grandi centri urbani.

Figura 5 – Numeri indice Foi a marzo 2010, base 1995, tra alcuni grandi centri urbani.

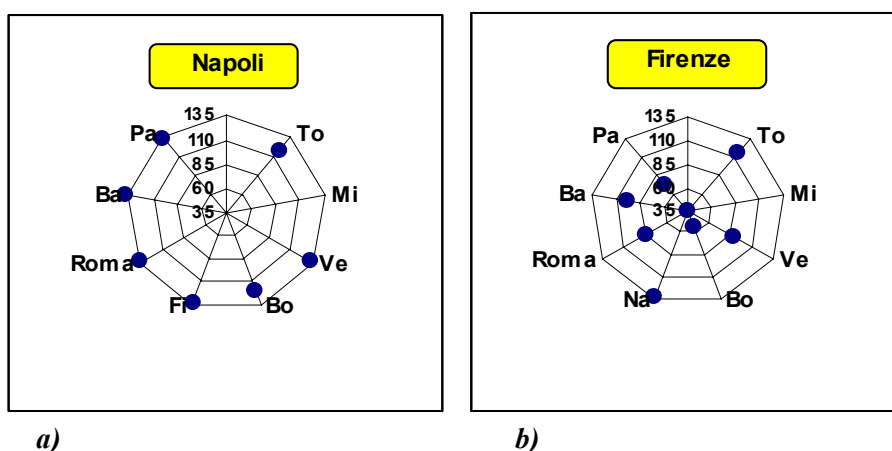


L'analisi ha preso in considerazione un arco temporale più esteso di quello finora considerato, assumendo il 1995 come base di ancoraggio dei n. i. Foi.

Le differenze tra le aree considerate risultano abbastanza accentuate. L'area che mostra di correre di più è quella napoletana con un tasso d'inflazione complessivo pari a circa il 45% mentre, al contrario, le altre due aree meridionali : la palermitana e la barese evidenziano un ritmo di crescita inferiore alla media nazionale, 37,4%. Anche l'area torinese sembra avere una marcia in più rispetto alle altre, evidenziando una crescita pari al 42,6%.

Tutto ciò comunque non deve indurre in tentazioni logiche e far pensare che il costo della vita sia più alto a Napoli che altrove; il concetto chiave, abbastanza elementare ed alquanto noto, è che i panieri per la costruzione delle basi dei n. i. Foi non hanno i medesimi prezzi di partenza per cui i n. i. hanno una caratterizzazione meramente temporale e non anche territoriale. Per ragioni di spazio si sono riportati solo i radar relativi alle aree con ritmi di crescita più contrastanti. Napoli evidenzia una struttura di capitoli di spesa nettamente differenziata da quella delle altre zone urbane mentre Firenze mostra una rete meno dispersiva anche se risulta alquanto distante dalla napoletana e torinese, che hanno i tassi di crescita più alti

Figura 6 – Radar delle Distanze city block sui capitoli di spesa dei n.i. Foi tra alcuni grandi centri urbani.



5. Considerazioni conclusive e sviluppi futuri

In sintesi pare che, in generale, il carico inflattivo maggiore, come era da aspettarsi, risulti essere sopportato dalle categorie più disagiate.

Anche le prossimità e le distanze tra le diverse categorie professionali in quanto a capitoli di spesa, non sono state lontane dalle attese. Vicine, tra di loro, le categorie professionali più disagiate ed altrettanto vicine tra di loro, quelle più

agiate. Quanto alle tipologie familiari, il carico inflattivo maggiore colpisce soprattutto le famiglie più anziane e quelle sole, con la sola eccezione delle famiglie più numerose. Risultano invece con un minore fardello inflattivo quelle con o senza figli, ma con età inferiore ai 65 anni. Riguardo ai distacchi, determinati dal diverso peso dei capitoli di spesa, risultano emarginate e distanti da tutte le altre soprattutto le famiglie più anziane.

L'analisi sui grandi centri urbani ha evidenziato dinamiche di crescita dei prezzi alquanto più sostenute per Napoli e Torino e molto più ridotte per 2 aree meridionali come Palermo e Bari ed una centrale come Firenze.

Quanto a sviluppi futuri non sono da trascurare possibilità d'uso di Analisi Multivariate se i dati dei consumi fossero ancorati a più variabili.

Riferimenti bibliografici

- Biggeri L. (2003), Prezzi, l'Istat contro l'Eurispes, www.repubblica.it, 3 gennaio.
Istat (2007) Indicatori della dinamica dei prezzi al consumo per alcune tipologie di famiglie Anni 2001-2006, *Prezzi, Approfondimenti*, 20 febbraio, Roma.
Istat (2009) I Consumi delle famiglie del 2007, *Annuario n. 14*, 21 luglio, Roma.
Istat (2010) Numeri indici dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e impiegati per capitoli, aprile, Roma.

SUMMARY

In this paper we calculated the index numbers F_{oi} of March 2010 linked to 2007 for different subsets of populations.

Using the indices of distance of Manhattan on weights of expenditures, we measured the proximities and diversities between the professional and familiar categories. The results show that inflation rate is higher for the inactive categories and the aged families.

The study examined also the dynamics of growth of $n. i. F_{oi}$ of the 2010 linked to 2005 of the 9 provincial areas, noting that the measure of growth are quite diversified; there are provinces at high speed of growth such as Napoli, Torino and provinces at low speed as Palermo, Bari, Firenze.

Giovanni PORTOSO, Associato di Statistica, Dipartimento SEMEQ – Università del Piemonte Orientale “A. Avogadro”. portoso@eco.unipmn.it
Antonio LUCADAMO, Assegnista di Ricerca di Statistica, TEDASS – Università del Sannio. alucadam@unina.it

ANALISI COMPARATIVA EUROPEA DELLA MOBILITÀ DEI REDDITI: EVIDENZE DAI DATI EU-SILC

Domenica Quartuccio, Isabella Siciliani*

1. Introduzione

Da varie fonti statistiche sul reddito delle famiglie, il nostro Paese risulta caratterizzato da disuguaglianze di reddito non trascurabili. Tuttavia, le analisi sulla disuguaglianza non consentono di rispondere alla domanda su quanto sia forte o meno la mobilità tra i redditi a livello individuale, in altri termini non permettono di sapere quanti poveri e quanti ricchi rimangano tali a distanza di tempo ovvero quanto siano persistenti le condizioni reddituali individuali. Ad oggi, pochi studi hanno focalizzato l'attenzione su tali aspetti (Gregg, Vittori, 2008, Castellano *et al.*, 2003, Jarvis, Jenkins, 1998).

Per realizzare analisi di tale natura è indispensabile disporre di dati di tipo panel che consentano di seguire gli stessi individui nel corso del tempo. La fonte statistica EU-SILC (*EUropean Statistics on Income and Living Conditions*), con la sua componente longitudinale, consente di far fronte a tale obiettivo. Inoltre, l'esistenza di dati armonizzati permette di analizzare la mobilità dei redditi in modo comparativo a livello europeo. Questo lavoro propone una prima analisi di tipo descrittivo della mobilità dei redditi attraverso l'uso di matrici di transizione e di indici sintetici per la misurazione della mobilità complessiva. Inoltre, il lavoro mira a individuare anche i fattori che influiscono sui cambiamenti di reddito a livello individuale, tramite un'articolazione degli indici sintetici di mobilità per sottogruppi di popolazione con caratteristiche diverse.

Il sistema statistico EU-SILC nasce in ambito comunitario, a seguito di un Regolamento europeo del 2003, con l'intento di avere dati armonizzati per misurare fenomeni come la distribuzione dei redditi, la disuguaglianza, la povertà, l'esclusione sociale. Nell'analisi sono considerati i soli individui sempre presenti in tutti gli anni dal 2005 al 2007. I Paesi considerati sono 19¹.

*Il lavoro è frutto della collaborazione delle due autrici, in particolare Domenica Quartuccio ha curato la redazione dei paragrafi 1 e 3 e Isabella Siciliani la redazione del paragrafo 2.

¹ Paesi dell'Unione Europea 2005, ad eccezione di DE, MT, SL, DK, EL, IR per cui i dati non erano disponibili al momento dell'analisi.

2. Aspetti metodologici.

La domanda generale che sta dietro l'analisi della mobilità dei redditi è verificare quanto siano persistenti per uno stesso individuo determinati livelli di reddito. Diversi sono gli approcci con cui si può rispondere a tale domanda.

I cambiamenti di reddito possono essere misurati in termini assoluti, quale differenza dei redditi di uno stesso individuo tra due periodi, o in termini relativi ovvero misurando le variazioni della posizione individuale nella distribuzione dei redditi, che può esserci anche in assenza di un cambiamento in valore assoluto del reddito individuale, in concomitanza con il cambiamento dei redditi degli altri. In questo lavoro si adotta un concetto di mobilità relativa. Tale approccio risponde anche all'esigenza di poter realizzare comparazioni a livello internazionale, senza prendere in considerazione aspetti legati alla variazione dei prezzi e delle valute.

Dunque, per ogni paese p il reddito considerato è il rapporto rispetto al valore medio del paese p :

$${}_p x_{it} = \frac{{}_p y_{it}}{{}_p \bar{y}_t} \quad \text{dove} \quad {}_p \bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^{p \cdot n} {}_p y_{it}}{p \cdot n} \quad (1)$$

dove ${}_p y_{it}$ è il reddito² dello i -esimo individuo al tempo t nel paese p e $p \cdot n$ il numero degli individui del paese p .

Una prima modalità per valutare l'entità della mobilità dei redditi è quella di misurare le transizioni e le permanenze degli individui tra le classi di reddito a t e a $t+k$, con il vantaggio di vedere anche la direzione dei cambiamenti individuali. Nell'analisi sono state prese in considerazione classi di reddito quintiliche.

Tuttavia, nell'ottica di procedere alla determinazione di un indice sintetico di mobilità basato sulle matrici di transizioni, occorre confrontare le due situazioni estreme di perfetta immobilità e perfetta mobilità. Sia q il numero delle classi di reddito e si indichi con p_{ij} la quota di individui che transita dalla i -esima classe a t alla j -esima classe a $t+k$. Una situazione di completa immobilità si ha se, nell'arco di tempo considerato, nessuno ha cambiato la classe di appartenenza e quindi se la matrice di transizioni e permanenze \mathbf{P} coincide con la matrice Identica, avente tutti valori pari all'unità sulla diagonale principale e valori pari a 0 per $i \neq j$. Quanto più i valori della diagonale principale sono inferiori all'unità, tanto più elevata è la mobilità dei redditi. La situazione di perfetta mobilità si ha, al contrario, quando la quota di individui in ciascuna classe di destinazione è pari a $1/q$. Sulla base di ciò, l'indice di mobilità proposto da Prais-Shorrocks M_{PS} è:

² Si è utilizzato il reddito familiare equivalente con la scala OCSE modificata, assegnato ad ogni componente della famiglia.

$$M_{PS} = \frac{q - \text{traccia}(P)}{q-1} = \frac{q - \sum_{i=1}^q p_{ii}}{q-1} \quad (2)$$

Nel caso di perfetta immobilità, tale indice è pari a 0, essendo $\sum_{i=1}^q p_{ii} = \sum_{i=1}^q 1 = q$. Nel

caso di perfetta mobilità l'indice è pari a 1, essendo $\sum_{i=1}^q p_{ii} = \sum_{i=1}^q \frac{1}{q} = 1$.

L'approccio basato sulle matrici di transizioni, anche se corredato dall'utilizzo di un indice sintetico, consente di analizzare la mobilità dei redditi solo tra due istanti temporali. Volendo fornire una valutazione sull'entità della mobilità dei redditi per tutto il periodo, si può ricorrere all'indice proposto da Shorrocks (1978), basato sul confronto tra la disuguaglianza di breve termine e quella di lungo termine. L'idea alla base di tale indice è che le fluttuazioni transitorie di reddito siano smussate se si considerano, per ciascun individuo, i redditi medi determinati in un certo arco di tempo. La disuguaglianza misurata su tali redditi medi longitudinali, dunque, è minore di quella rilevabile sui redditi di ciascun periodo ed evidenzia le differenze "permanenti" di reddito tra gli individui. Secondo Shorrocks, tanto meno i redditi permanenti sono diseguali, in confronto alle disuguaglianze registratesi nei singoli periodi, tanto maggiore è la mobilità.

In termini più formali, tralasciando per il momento l'indice p relativo al Paese, l'indice di mobilità M_s proposto da Shorrocks è:

$$M_s = 1 - \frac{I(y_i)}{\sum_{t=1}^T \bar{y}_t I(y_{it}) / \sum_{t=1}^T \bar{y}_t} \quad \text{dove} \quad y_i = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T} \quad \bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^n y_{it}}{n} \quad T = \text{num. periodi} \quad (3)$$

$I(y_i)$ e $I(y_{it})$ rappresentano, rispettivamente, gli indici di disuguaglianza sulla distribuzione del reddito medio longitudinale e sulla distribuzione del reddito al tempo t . Qualora non ci sia mobilità tutte le distribuzioni di reddito sono uguali tra di loro e $I(y_i)$, la disuguaglianza di lungo periodo, è perfettamente uguale a tutti gli elementi $I(y_{it})$ della sommatoria al denominatore, ciascuno dei quali rappresenta la disuguaglianza di breve termine (del singolo periodo), per cui l'indice di mobilità è pari a 0. In caso di perfetta mobilità, se cioè le fluttuazioni fossero tali da avere un reddito "permanente" uguale per tutti gli individui, l'indice di disuguaglianza misurato sul lungo periodo sarebbe nullo e l'indice di mobilità considerato sarebbe pari a 1. Dunque M_s è compreso tra 0 e 1, con valori tanto più elevati, quanto maggiore è la mobilità. Le stime di M_s dipendono dall'indice di

disuguaglianza utilizzato. In questo caso è stato scelto l'indice di Gini³. Inoltre, essendo i redditi espressi quale rapporto rispetto al valore medio del periodo, e quindi avendo media pari a 1, l'espressione (3) diventa:

$$M_s = 1 - \frac{Gini(x_i)}{\sum_{t=1}^T Gini(x_{it}) / T} \quad (4)$$

3. Principali risultati

Dall'analisi delle matrici di transizione, emerge che la mobilità è in tutti Paesi a corto raggio (Tavola 1): lo spostamento avviene con maggiore frequenza nei quinti di reddito adiacenti a quello di appartenenza l'anno precedente.

Ovviamente all'ampliarsi del periodo di tempo, si osservano maggiori spostamenti: tra il 2005 e il 2006 la quota di individui che non cambia la propria classe quintilica di appartenenza va da un minimo di 49% in HU ad un massimo del 72% in PT; a distanza di due anni la quota di individui che non varia la propria classe è tra il 40% della SK e il 61% del PT. Tra i Paesi con quote maggiori di individui che permangono nella stessa classe si osservano PT, FI, LU, NL e CY.

Nel nostro Paese si denotano contenuti livelli di mobilità: a distanza di un anno il 60% non cambia la propria posizione e a distanza di due anni tale percentuale diventa il 57%. Tra i Paesi con maggiore mobilità si hanno: HU, ES, LV, SK, AT. I cambiamenti sono a volte asimmetrici: in UK tra 2005 e 2007 peggiora pesantemente la propria posizione reddituale il 12,5% contro un miglioramento sostanziale (2 o + quintili) che riguarda il 5,7% degli individui.

L'analisi dell'indice di Prais-Shorrocks di ogni singolo Paese (Tavola 2) conferma la collocazione dell'Italia nella parte medio-bassa della classifica per grado di mobilità, preceduta da LU, FI e PT (se si considerano le transizioni a due anni). Il PT rimane il Paese dove le situazioni reddituali rimangono fortemente immutate nel corso del tempo. In ES, invece, si osserva molta mobilità: la ES si colloca al terzo posto, preceduta da LT e SK nella classifica basata sulle transizioni a due anni.

³ Al fine del calcolo dell'indice di Gini, i valori negativi sono stati posti pari a 0.

Tavola 1 – Transizioni e permanenze tra quinti di reddito equivalente per Paese.

Paesi*	Transizioni e permanenze tra 2005 e 2006					Transizioni e permanenze tra 2005 e 2007				
	Peggiora di 2 o più	Peggiora di 1	Rimane uguale	Migliora di 1	Migliora di 2 o più	Peggiora di 2 o più	Peggiora di 1	Rimane uguale	Migliora di 1	Migliora di 2 o più
AT	6.1	14.8	52.5	19.4	7.3	8.1	16.4	46.7	20.2	8.6
BE	5.3	14.8	59.3	16.2	4.4	6.5	18.7	50.6	18.7	5.5
CY	2.7	16.9	61.7	16.4	2.3	3.7	19.6	55.6	16.5	4.5
CZ	3.9	15.2	58.7	16.3	5.9	5.8	16.9	50.5	19.2	7.6
EE	4.1	20.4	55.3	14.1	6.2	6.6	21.4	48.6	14.7	8.7
ES	6.5	18.5	49.2	18.7	7.0	8.7	17.7	46.3	18.3	9.1
FI	2.9	13.3	67.8	13.2	2.9	5.0	17.1	59.0	14.2	4.8
FR	5.8	13.4	58.5	16.9	5.5	6.6	14.3	55.0	17.8	6.4
HU	7.4	18.3	48.9	17.9	7.5	8.8	18.0	46.3	18.5	8.5
IT	5.0	14.6	59.6	15.6	5.3	6.1	14.3	56.8	17.5	5.3
LT	3.6	20.2	57.2	13.6	5.5	6.6	23.8	48.4	13.8	7.4
LU	3.2	14.5	62.1	16.2	4.0	4.0	15.3	58.6	17.7	4.5
LV	6.7	22.4	49.7	14.4	6.8	8.6	23.6	44.5	14.1	9.2
NL	2.5	19.4	62.1	11.6	4.4	4.3	18.8	56.3	14.7	5.9
PL	5.1	18.4	54.0	16.5	6.0	7.1	19.3	47.6	16.7	9.2
PT	2.3	10.4	71.7	13.5	2.1	4.2	16.1	60.6	15.1	4.1
SE	6.6	15.3	61.3	14.2	2.7	6.7	21.5	53.9	13.4	4.6
SK	7.3	18.5	50.1	15.0	9.2	8.5	24.6	40.2	15.5	11.1
UK	6.3	16.1	55.1	17.0	5.5	12.5	20.3	47.9	13.6	5.7

Fonte: Elaborazioni su dati Eu-Silc 2007.

*Nota: AT=Austria, BE=Belgio, CY=Cipro, CZ=Repubblica Ceca, EE=Estonia, ES=Spagna, FI=Finlandia, FR=Francia, HU=Ungheria, IT=Italia, LT=Lituania, LU=Lussemburgo, LV=Lettonia, NL=Paesi Bassi, PL=Polonia, PT=Portogallo, SE=Svezia, SK=Repubblica Slovacca, UK=Regno Unito.

Passando all'approccio che misura la mobilità come abbattimento nel medio-lungo periodo dei livelli di disuguaglianza tramite l'indice di Gini-Shorrocks emerge che il PT si conferma il Paese con minore mobilità reddituale: considerando il reddito "permanente" degli individui, il Gini è solo del 2,6% inferiore a quello mediamente registrati nei tre anni. All'opposto, tale valore diventa 9% o più per Paesi come ES, AT e SK. L'Italia si colloca nella parte medio-bassa della graduatoria con poco più del 6% di riduzione della disuguaglianza sui tre anni.

L'associazione tra livelli di mobilità e disuguaglianze (Grafico 1) mette in luce situazioni diverse, in alcuni casi caratterizzate da disuguaglianze forti e persistenti (bassa mobilità), in altri casi da disuguaglianze comunque marcate se si osservano i dati cross-sectional, ma più tollerabili in quanto accompagnate da forte mobilità. Alcuni Paesi mediterranei, pur avendo livelli simili di disuguaglianza dei redditi,

hanno comportamenti differenziati in fatto di mobilità. Tra i Paesi con disuguaglianze elevate e persistenti si hanno PT e EE. Tra quelli con disuguaglianze non persistenti: ES, UK e LT. In SK e AT a basse disuguaglianze si accompagnano elevati livelli di mobilità. Tra i Paesi scandinavi si osservano situazioni differenti: a basse disuguaglianze si abbinano ridotti livelli di mobilità in FI e una maggiore mobilità in SE. In IT, dove il Gini è mediamente intorno a 0,32, si hanno livelli di mobilità medio-bassi, con l'indice di Shorrocks pari a 0,062.

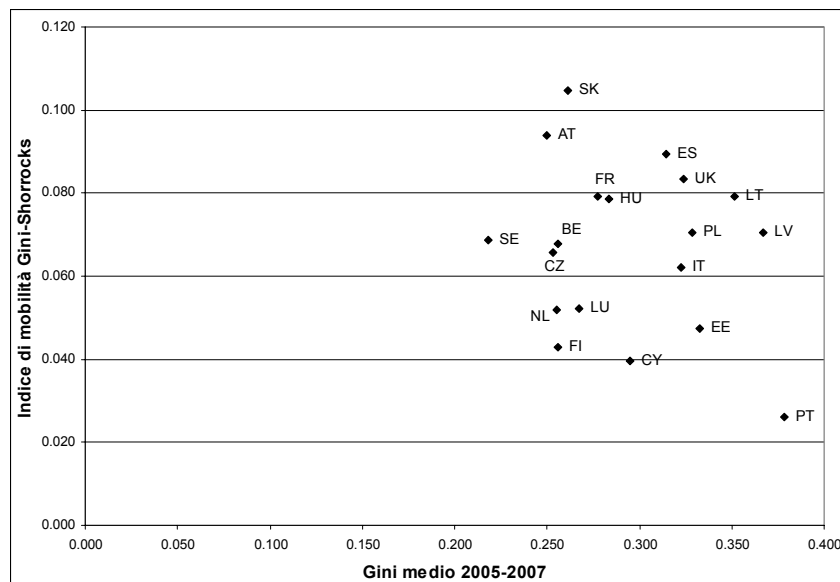
Tavola 2 – Indici di Prais-Shorrocks e Gini-Shorrocks – Anni 2005-2007.

Paesi	Prais-Shorrocks			Gini-Shorrocks 2005-2007
	2005-2006	2006-2007	2005-2007	
AT	0.594	0.592	0.666	0.094
BE	0.509	0.510	0.618	0.068
CY	0.477	0.408	0.553	0.040
CZ	0.513	0.501	0.615	0.066
EE	0.554	0.531	0.638	0.047
ES	0.640	0.597	0.675	0.089
FI	0.401	0.401	0.512	0.043
FR	0.518	0.464	0.562	0.079
HU	0.638	0.591	0.673	0.079
IT	0.505	0.469	0.540	0.062
LT	0.535	0.530	0.642	0.079
LU	0.469	0.433	0.513	0.052
LV	0.625	0.612	0.693	0.071
NL	0.470	0.414	0.544	0.052
PL	0.573	0.519	0.652	0.071
PT	0.350	0.396	0.490	0.026
SE	0.477	0.486	0.569	0.069
SK	0.621	0.605	0.743	0.105
UK	0.558	0.568	0.642	0.083

Fonte: Elaborazioni su dati Eu-Silc 2007.

L'articolazione dell'indice Gini-Shorrocks per gruppi di individui con caratteristiche diverse⁴ (Tavola 3), mette in luce che chi vive principalmente di reddito da lavoro autonomo, presenta maggiori livelli di mobilità dei redditi. Fanno eccezione LT, LV e PT. In IT le differenze per fonte prevalente di reddito sono molto contenute. Coloro che vivono in famiglie con 1 adulto con figli minori hanno

⁴ Le caratteristiche degli individui sono quelle dell'anno iniziale.

Grafico 1 – *Indice di mobilità Gini-Shorrocks e Indice Gini medio.*

Fonte: Elaborazioni su dati Eu-Silc 2007.

Tavola 3 – *Indice di Gini-Shorrocks secondo le caratteristiche degli individui (base Gini-Shorrocks Paese=1).*

Paesi	Fonte prevalente di reddito in famiglia			Tipologia familiare				Titolo di studio del principale percettore di reddito		
	Lavoro dipendente	Lavoro autonomo	Trasferimenti sociali	1 adulto senza minori	1 adulto con minori	2 adulti senza minori	2 adulti con minori	Basso	Medio	Alto
AT	0.895	1.676	0.927	0.889	1.514	1.046	0.995	1.319	1.086	1.041
BE	0.961	1.362	1.230	1.301	1.636	0.868	1.054	1.157	1.195	1.269
CY	1.074	1.506	0.825	0.721	1.683	0.880	1.016	1.505	1.458	1.104
CZ	1.130	1.385	1.135	0.818	2.150	0.761	1.172	1.598	1.102	1.034
EE	1.206	2.638	2.408	0.629	1.008	0.338	0.999	1.924	1.543	0.840
ES	0.944	1.779	0.942	1.134	1.132	0.786	0.890	1.316	1.550	1.077
FI	1.093	2.653	1.229	1.246	2.063	1.005	0.738	1.155	1.425	0.985
FR	0.896	1.661	0.962	1.020	1.171	0.940	0.996	1.133	1.213	1.117
HU	1.061	1.731	1.032	0.870	1.197	0.768	1.114	1.348	1.518	1.297
IT	1.024	1.097	0.836	1.051	1.581	0.861	0.974	1.221	1.205	1.028
LT	1.166	1.128	1.004	0.651	0.915	0.489	1.162	0.923	1.617	0.981
LU	0.840	2.255	1.093	1.132	0.949	0.964	0.760	1.051	0.917	1.877
LV	1.115	1.554	1.720	0.394	2.091	0.384	1.228	0.861	1.665	0.837
NL	1.113	2.591	0.908	0.996	1.783	1.198	0.848	1.640	0.782	1.093
PL	0.981	1.341	1.001	0.907	1.420	0.685	0.995	1.322	1.284	1.272
PT	0.982	0.693	1.217	1.213	1.718	0.806	0.647	1.535	1.731	1.115
SE	1.129	2.552	1.237	0.600	1.123	0.996	1.041	1.247	1.133	1.130
SK	1.035	1.296	1.301	0.708	1.568	0.704	1.159	1.339	1.141	0.968
UK	0.980	1.403	1.110	0.818	0.492	0.922	1.100	0.938	1.286	0.889

Fonte: Elaborazioni su dati Eu-Silc 2007.

livelli di mobilità superiori rispetto al totale della popolazione. Qualche eccezione marcata rispetto a questa tendenza si registra in UK.

In EE, ES, PT e CZ è più forte la mobilità per chi sta in famiglie con basso livello di istruzione, il contrario avviene per il LU. Nel nostro Paese non sembrano esserci marcate differenze in quanto a livello di istruzione.

Calcolando l'indice di Shorrocks sulla base di altri indici di disuguaglianza (deviazione logaritmica media MLD, Theil, Entropia Generalizzata 2), con diversa sensibilità a parti distinte della distribuzione dei redditi, si osserva che in ES l'indice di MLD-Shorrocks è molto più elevato rispetto a Theil-Shorrocks e GE2-Shorrocks: ciò potrebbe indicare che la mobilità riguarda considerevolmente chi si colloca nella coda bassa della distribuzione del reddito. Stesse considerazioni sono fattibili per l'Italia.

Riferimenti bibliografici

Castellano R., Quintano C., Regoli A. (2003), Income Mobility in Italy, 2003 *Hawaii International Conference and Related Field, June 5-8, 2003*.

Gregg P., Vittori C. (2008), Exploring Shorrocks Mobility Indices using European Data, *Working Paper no. 08/206, The Centre of Market and Public Organisation*.

Jarvis S., Jenkins S.P. (1998) How much Income Mobility is there in Britain?, *The Economic Journal*, 108, pp 428-443.

Shorrocks A. F. (1978), Income Inequality and Income Mobility, *Journal of Economic Theory*, Volume 19, pp 376-393.

SUMMARY

This paper aims to describe some aspects related to income mobility in 19 European Countries who took part into the EU-SILC project. First, income mobility is analysed through the use of transition matrices, then the use of synthetic indices is proposed. The Prais-Shorrocks index, based on the transition matrices, and the Gini-Shorrocks index, based on the reduction of the inequality on long-term, have been shown for each country. The comparison between the Gini-Shorrocks for particular groups of individuals and the national index enlightens which factors affect income mobility in each country. Portugal registers low level of income mobility with high level of inequality. Spain presents high income inequality with greater level of income mobility, affecting moreover the low income tail. Italy shows considerable level of inequality and low-medium income mobility. Among the Scandinavian Countries, characterised by low inequality, Finland registers much lower income mobility than Sweden.

Domenica QUARTUCCIO, Istat (quartucc@istat.it)

Isabella SICILIANI, Istat (sicilian@istat.it)

L'ATTENDIBILITÀ DEI DATI DEL CENSIMENTO ASBURGICO DEL 1857 NEL VENETO

Silio Rigatti Luchini, Isabella Procidano, Margherita Gerolimetto

1. Introduzione

In occasione dei primi censimenti l'ignoranza o la negligenza degli intervistati e degli intervistatori aveva come effetto l'addensamento della popolazione in alcune età, in particolare in quelle terminanti in 0 e in 5 o in quelle pari. Anche la sottovalutazione dei bambini e degli anziani costituiva una possibile ulteriore fonte di errore. Inoltre, la relativa abbondanza dei censiti in qualche età, a scapito di quelle contigue, poteva risultare anche da eventi passati, quali guerre, carestie, epidemie e migrazioni o dall'influenza di fattori casuali, specie quando si trattava di osservazioni su popolazioni con numerosità limitata. Anche i dati del censimento asburgico del 1857 non sono sfuggiti a queste imprecisioni.

2. Le unità territoriali

Nel 1814, dopo la caduta del Regno Italico di Napoleone, l'Austria fissò nell'«Atto costitutivo del Regno Lombardo-Veneto» la divisione in province, distretti e comuni. Nel 1818 stabilì la ripartizione del Governo del Veneto in 8 province: Belluno, Padova, Rovigo, Treviso, Udine, Venezia, Verona e Vicenza, suddivise in 93 distretti. Nel 1853 l'assetto delle 8 province venne modificato in 76 distretti e con questa struttura il Veneto fu annesso al Regno d'Italia nel 1866.

La situazione demografica generale del Veneto nel periodo tra il 1831, prima dell'inizio della transizione demografica, ed il 1881, a transizione appena iniziata ma prima delle grandi migrazioni transoceaniche, è abbastanza omogenea. Tutte le province venete hanno una situazione pressappoco eguale: la fecondità rimane su valori elevati, mentre la mortalità tende a diminuire considerevolmente. A questo modello piuttosto uniforme, fa eccezione la provincia di Udine, dove sia la fecondità che la mortalità si mostrano già basse nel 1831 (Rossi, 2004). Per questo motivo, nel presente lavoro si sono prese in considerazione solo le 7 province che fanno attualmente parte del Veneto (Belluno, Padova, Rovigo, Treviso, Venezia, Verona, Vicenza), escludendo Udine.

3. Le fonti

Le notizie sulla popolazione considerata del Veneto sono quelle del Censimento Asburgico del 1857, pubblicate nel 1862 a cura del Ministero di Agricoltura, Industria e Commercio del Regno d'Italia. Le informazioni sulla popolazione del Regno d'Italia al censimento del 1871 e del 1881 provengono dalle pubblicazioni dello stesso Ministero, rispettivamente edite del 1875 e 1883.

Il censimento del 1857 fornisce, per ciascuno dei 59 distretti veneti, la popolazione ripartita per genere nelle classi di età 0-4, 5-9 e poi per classi decennali. Al censimento 1871, la popolazione residente non fu pubblicata. Il valore è stato ricavato sommando alla popolazione presente con dimora stabile anche la popolazione assente. Questo censimento fornisce i dati per genere e singolo anno di età solo sulla popolazione delle province. Il censimento del 1881, invece, offre dati sulla popolazione di ogni distretto, per genere e singolo anno di età fino a 10 anni e poi per classi quinquennali. Inoltre, riporta la popolazione per genere e singolo anno di età nei sette comuni capoluogo considerati.

4. I dati del censimento asburgico del 1857

La distribuzione della popolazione dei distretti veneti nel 1857 per classi di età, spesso si discosta notevolmente da quella prevista per una popolazione in fase iniziale di transizione, che ci si dovrebbe aspettare (Cassata, 1992). Fa pensare di più ad una popolazione in cui gli effetti di una diminuzione di fecondità ha già modificato la struttura per età, restringendo la base della piramide. Circa il 45% dei distretti presentano queste anomalie per le popolazioni maschili e più del 40% per le popolazioni femminili. Ad esempio, nelle Figure 1, 2, 3 e 4 sono riportate le piramidi delle età relative ai distretti di Piove di Sacco, Conselve, Occhiobello e Bardolino. Naturalmente, a livello provinciale le alterazioni strutturali si attenuano.

Per giustificare queste irregolarità, vari studi condotti sui distretti hanno messo in evidenza divergenze nei livelli di mortalità infantile, di fecondità e di nuzialità (Rossi, 2004). Le principali variabili che spiegano tali difformità appaiono: la collocazione territoriale (montagna, collina, pianura), la presenza più o meno consistente di braccianti, la presenza più o meno diffusa di donne in agricoltura e la distinzione tra ambiente rurale e urbano. Il movimento migratorio sembra invece poco rilevante, dato che i movimenti nel territorio veneto, in quel periodo, sono abbastanza scarsi e temporanei (Lazzarini, 1981).

Con riguardo ai bambini, inoltre, è proprio nell'800 che inizia un cambiamento di atteggiamento nei riguardi dell'infanzia (Rosina e Tannini, 2004): matura una nuova cultura del bambino come bene vulnerabile bisognoso di protezione e cura.

Figura 1 – Piramide delle età nel distretto di Piove di Sacco (Padova). Censimento 1857 (percentuali)

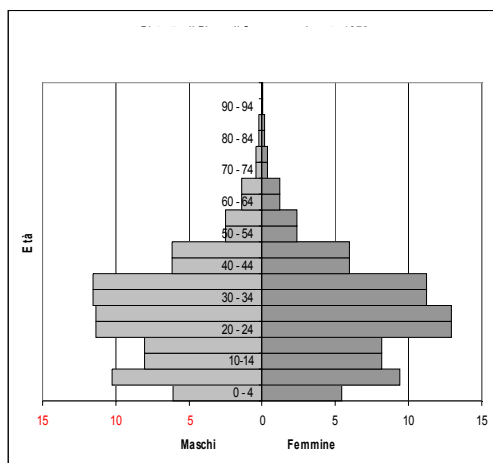


Figura 2 – Piramide delle età nel distretto di Conselve (Padova). Censimento 1857 (percentuali).

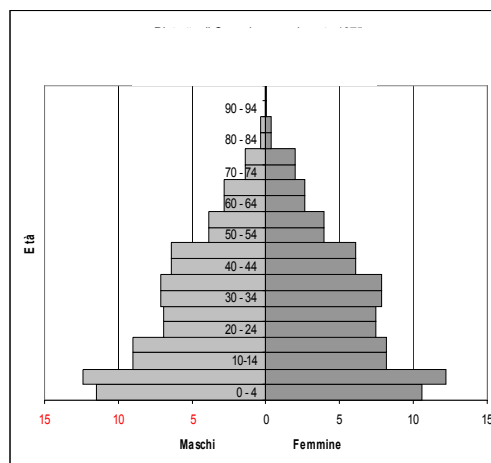


Figura 3 – Piramidi delle età nel distretto di Occhiobello (Rovigo). Censimento 1857 (percentuali).

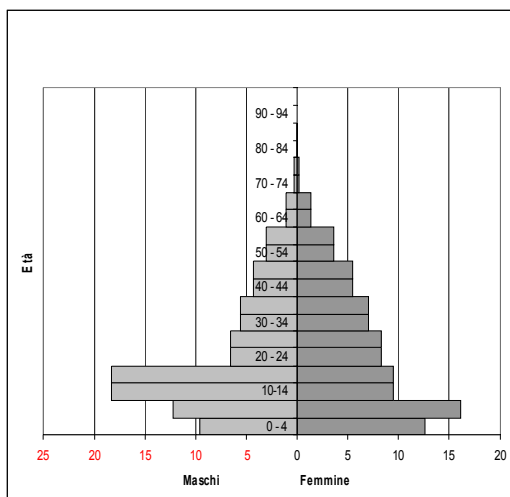
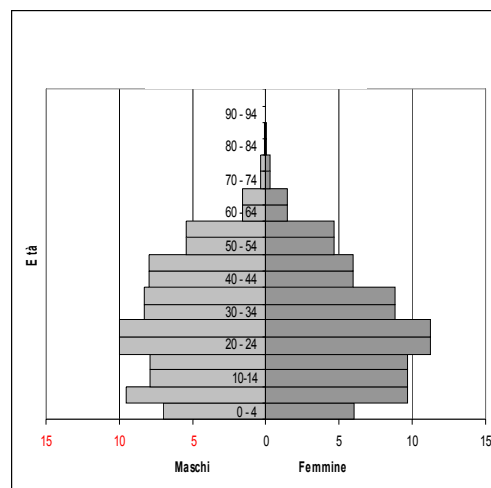


Figura 4 – Piramidi delle età nel distretto di Bardolino (Verona). Censimento 1857 (percentuali).



Si sviluppano interventi statali ed ecclesiastici: dall'istruzione elementare affidata ai parroci, all'introduzione degli asili per l'infanzia, dai richiami affinché i neonati non siano battezzati in chiesa il giorno stesso della nascita in qualsiasi stagione (Toaldo, 1787), ai tentativi di migliorare le condizioni al parto. A partire dal Settecento, tra l'altro, erano state create anche le prime scuole di ostetricia per levatrici e lo stato asburgico aveva reso obbligatoria la presenza in ogni comune di una "levatrice istruita". Ma forse questa maggiore attenzione verso i neonati stava ancora faticando a diffondersi nelle classi popolari e nelle aree rurali.

Sembra strano, perciò, che queste due cause concomitanti: l'aumentata attenzione verso i bambini e gli elevati tassi di natalità presenti nell'ottocento, associati con un livello di mortalità infantile che, all'epoca, cominciava a diminuire, possano aver così male inciso sulla struttura per età delle popolazioni da potere, addirittura, avere l'effetto opposto di restringere la base delle piramidi. Appare, al contrario, più fondata l'ipotesi che in alcuni distretti non siano stati bene censiti i bambini e le bambine delle primissime classi di età.

5. Il modello stabile

Tra il 1840 ed il 1900, tutte le province del Veneto registrano una abbastanza regolare diminuzione del tasso di mortalità e del tasso di mortalità infantile, mentre non appare ancora ben evidente l'inizio del declino della fertilità (Clerici, 1991). Poiché il periodo interessato, dal 1857 al 1881, è sufficientemente breve e in questo intervallo, inoltre, il movimento migratorio nel Veneto risulta essere abbastanza contenuto (Lazzarini, 1981), si è deciso di avanzare, sia pure con cautela, l'ipotesi di stabilità della popolazione. Le strutture della popolazione del 1857, del 1871 e del 1881, riportate nella Tabella 1, rivelano una sensibile somiglianza, a testimonianza di mutazioni limitate e graduali e della modesta influenza della dinamica demografica sulla distribuzione per età della popolazione. L'ipotesi di stabilità è rafforzata anche dalla vicinanza tra le probabilità di sopravvivenza ricavate dai dati osservati e quelle calcolate tramite le tavole tipo, previste dai modelli di popolazione stabile (Coale e Demeny, 1966). La buona adattabilità dei modelli di popolazione stabile alle popolazioni censite nel 1871 e 1881 permettono di sostenere l'ipotesi di stabilità anche per i quindici anni precedenti. Sono stati considerati i dati del 1871, perché intermedi tra il 1857 e 1881, e adottati i quozienti di natalità e mortalità dell'anno 1871 per tutto il Veneto e quelli del periodo 1869-1873 per le singole province. Si sono poi utilizzati anche i quozienti di mortalità infantile del Veneto e delle province come media dei valori assunti nei periodi 1866-1870 e 1871-1875 (Residori, 1984). I modelli di popolazione stabile che meglio si adattano alla popolazione del Veneto del 1871 sono quelli del

modello EST (che include anche l'Italia settentrionale e centrale) e del modello OVEST (classe residuale che include molti paesi). Tra le tavole del modello EST quella che più si avvicina è rappresentata dal livello 6. In realtà risultano molto vicini i valori del tasso di natalità e mortalità, ma lontani quelli del tasso di mortalità infantile. Utilizzando la mortalità infantile come variabile di controllo, il modello che meglio si adatta è il livello 7 del modello OVEST. Analogamente si è proceduto per le province individuando quali tavole del modello OVEST meglio si adeguano ai dati del 1871.

Tabella 1 - *Struttura per età della popolazione del Veneto ai censimenti del 1857, 1871 e 1881 (dati percentuali).*

Età (in anni compiuti)	Popolazione maschile			Popolazione femminile		
	Censimento 1857	Censimento 1871	Censimento 1881	Censimento 1857	Censimento 1871	Censimento 1881
0 - 4	12,5	12,4	12,5	12,3	12,2	12,3
5 - 9	12,2	11,1	11,2	11,9	10,9	11,1
10 - 19	16,4	17,9	19,6	16,4	18,2	19,5
20 - 29	14,8	16,3	15,2	14,7	16,6	15,5
30 - 39	14,4	13,5	13,0	14,8	13,5	13,3
40 - 49	12,1	11,3	11,0	11,9	11,1	10,9
50 - 59	9,1	8,3	8,6	9,2	8,1	8,7
60 - 69	5,5	6,3	5,6	5,6	6,3	5,6
70 - 79	2,4	2,4	2,7	2,4	2,4	2,8
80 - 89	0,6	0,5	0,4	0,6	0,5	0,4
90 - 99	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: CASSATA, 1992

6. Ricostruzione della popolazione femminile del 1857

L'ipotesi di stabilità della popolazione risulta a sufficienza confermata dai dati, così da permettere di ottenere stime che, anche se indicative, forniscono pur sempre valutazioni vicine alla situazione effettiva delle popolazioni nel periodo. Per ridurre ulteriormente le incertezze, si è fatto riferimento alle sole popolazioni femminili, perché meno affette da errori e distorsioni dovute a migrazioni.

La stima della popolazione femminile delle province venete del 1857 è stata ottenuta, quindi, utilizzando le probabilità di sopravvivenza empiriche ricavate dai censimenti del 1871 e del 1881. Si è ipotizzato, in buona sostanza, che il declino della mortalità sperimentato nella regione tra il 1857 ed il 1871 fosse lo stesso di quello registrato tra il 1871 ed il 1881 (Cassata, 1992). A partire dai censimenti del

1871 e del 1881, con procedimento a ritroso con modelli di popolazione stabile, si sono potute ricostruire le popolazioni femminili delle province venete nel 1857. Il calcolo non è stato fatto per le classi 80-89 e 90-99, che comprendevano troppo pochi individui. Perciò, in queste due classi, i dati ricostruiti e quelli rilevati al censimento coincidono. Le popolazioni ricostruite sono state poi confrontate con i dati del censimento del 1857. Le differenze compaiono infine nella Tabella 2.

Tabella 2 – *Differenze tra popolazione femminile rilevata nelle province venete al censimento del 1857 e quella ricostruita (dati assoluti)*

Età (in anni compiuti)	Belluno	Padova	Rovigo	Treviso	Venezia	Verona	Vicenza	VENETO
0 - 9	- 1.213	- 3.049	+ 617	- 2.821	+ 402	+ 2.596	+ 2.598	- 870
10 - 19	- 3.900	- 7.897	- 3.101	- 7.995	- 5.394	- 8.125	- 6.524	- 42.936
20 - 29	- 1.646	- 2.029	- 1.573	- 4.489	- 6.369	- 4.670	- 2.269	- 23.045
30 - 39	- 830	+ 1.398	+ 546	- 474	+ 1.870	- 1.825	+ 1.168	+ 1.853
40 - 49	+ 313	+ 1.480	- 7	- 738	- 619	- 878	+ 1.309	+ 860
50 - 59	+ 658	+ 534	+ 651	+ 1.435	+ 40	+ 104	+ 2.426	+ 6.348
60 - 69	- 124	- 1.043	- 1.066	- 1.303	- 283	- 1.153	- 877	- 5.849
70 - 79	- 366	- 1.324	- 1.260	- 371	- 1.878	- 2.296	- 1.107	- 8.602
80 - 89	0	0	0	0	0	0	0	0
90 - 99	0	0	0	0	0	0	0	0
Totale	- 7.108	-11.930	- 5.193	-16.756	-11.731	-16.247	- 3.276	- 72.241
Variaz. %	- 8,7%	- 7,6%	- 5,8%	- 11,6%	- 7,8%	-10,8 %	- 2,0%	- 7,7%

Fonte: Nostre elaborazioni su dati di LOGHI, 1994.

7. Conclusioni

Pur con prudenza, è possibile ora fare, per il Veneto nel complesso, un confronto d'insieme tra la popolazione femminile censita nel 1857 e quella calcolata a partire dai censimenti degli anni 1871 e 1881. Come si vede dalla Tabella 2, il censimento del 1875 sembra fornire una sottostima della popolazione femminile nelle classi estreme (meno 66.851 unità tra 0 e 29 anni e meno 14.451 unità sopra i 60 anni) e una sovrastima nelle età centrali (più 9.061 unità tra 30 e 59 anni). Simili risultano le valutazioni per le singole province. Se non si tiene conto dell'età, la popolazione rilevata risulta sempre inferiore a quella ricostruita: Belluno = - 8,7%; Padova = - 7,6%; Rovigo = -5,8%; Treviso = -11,6%; Venezia = -7,8%; Verona = -10,8%; Vicenza = -2,0%.

In conclusione, si può stimare che il censimento del 1857 fornisca globalmente una sottostima della popolazione femminile del Veneto di circa 72.240 unità, pari

al 7,7%. Questo valore può essere considerato come ordine di grandezza della attendibilità della rilevazione asburgica del 1857.

Ringraziamenti

Si ringrazia il prof. Gianpiero Dalla Zuanna dell'Università di Padova per aver permesso la consultazione delle tesi di laurea di Alessandra Cassata e di Marzia Loghi, di cui è stato correlatore.

Riferimenti bibliografici

- CASSATA A. 1992. *La demografia dei distretti del Veneto. Un'analisi per il periodo 1857-1881*, Tesi di Laurea, Facoltà di Scienze Statistiche, Università La Sapienza di Roma.
- CLERICI R. 1991. *La transizione demografica nelle province venete*, in Rossi Fiorenzo (a cura di), *La transizione demografica nel Veneto*, Venezia, Fondazione Corazzin.
- COALE A. J. e DEMENY P. 1966. *Regional Model Life Tables and Stable Population*, Studies in Population, Princeton.
- DALLA ZUANNA G., ROSINA A. e ROSSI F. (eds). 2004. *Il Veneto: Storia della popolazione dalla caduta di Venezia ad oggi*, Venezia, Marsilio.
- LAZZARINI A. 1981. *Campagne venete ed emigrazione di massa (1866-1900)*, Vicenza, Istituto per le Ricerche di Storia Sociale e di Storia Religiosa.
- LOGHI M. 1994. *I distretti del Veneto nella prima fase della transizione demografica: 1856-1911*, Tesi di Laurea, Facoltà di Scienze Statistiche, Università La Sapienza di Roma.
- MINISTERO DI AGRICOLTURA, INDUSTRIA E COMMERCIO. 1862. *Popolazione. Censimento degli antichi stati Sardi e Censimenti di Lombardia, di Parma e di Modena*, Torino, Stamperia reale.
- MINISTERO DI AGRICOLTURA, INDUSTRIA E COMMERCIO – Direzione Generale di Statistica. 1875. *Popolazione per età, sesso, stato civile ed istruzione elementare. Censimento 31 gennaio 1871*, vol. II, Roma, Tipografia Cenniniana.
- MINISTERO DI AGRICOLTURA, INDUSTRIA E COMMERCIO – Direzione Generale di Statistica. 1883. *Censimento della Popolazione del Regno d'Italia al 31 dicembre 1881. Popolazione classificata per età, sesso, stato civile ed istruzione elementare*, vol. II, Roma, Tipografia Bodoniana.
- RESIDORI S. 1984. *Tra demografia storica e storia della popolazione. Una comunità, una regione: Lendinara e il Veneto nell'800*, Annali veneti. Società Cultura Istituzioni, Anno I, n° 1, Neri Pozza Editore.
- ROSINA A. e ZANNINI A. 2004. *Mortalità infantile*, in Dalla Zuanna G., Rosina A. e Rossi F. (eds). 2004. *Il Veneto: Storia della popolazione dalla caduta di Venezia ad oggi*, Venezia, Marsilio.
- ROSSI F. (ed). 1991. *La transizione demografica nel Veneto*, Venezia, Fondazione Corazzin.

- ROSSI F. 2004. *Verso il nuovo regime*, in Dalla Zuanna G., Rosina A. e Rossi F. (eds), *Il Veneto: Storia della popolazione dalla caduta di Venezia ad oggi*, Venezia, Marsilio.
- TOALDO G. 1787. *Tavole di vitalità*, Padova, Gio. Antonio Conzatti ed.

SUMMARY

In this paper we have estimated the female population of 1857 in the Veneto (Italy region) by utilizing the stable population models of Coale and Demeny from censuses conducted in 1871 and 1881. The resulting estimate size is considered against the 1857 Asburgic census data. This suggests an overall underestimation in the Asburgic census of the female population in the Veneto region of about 72,240 units, equal to 7.7%. This can be considered the magnitude of the reliability of this census.

Silio RIGATTI LUCHINI, Professore ordinario di Statistica, Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova (rigatti@stat.unipd.it)

Isabella PROCIDANO, Professore associato di Statistica economica, Dipartimento di Statistica, Università Cà Foscari di Venezia (isabella@unive.it)

Margherita GEROLIMETTO, Ricercatore di Statistica economica, Dipartimento di Statistica, Università Cà Foscari di Venezia (margherita.gerolimetto@unive.it)

SENZA TETTO E SENZA FISSA DIMORA NELLE ANAGRAFI ITALIANE

Angela Silvestrini, Patrizia Grossi¹

1. Premessa

La legge e il regolamento anagrafico dettano le norme in base alle quali effettuare l'iscrizione in anagrafe delle persone "senza fissa dimora" e dei "senza tetto", dandone una precisa definizione. Tuttavia, proprio a motivo della loro difficile "reperibilità", è estremamente complesso conoscerne il numero. Un tentativo è stato effettuato in occasione del Censimento della popolazione del 2001 che ne ha censiti 13.038, senza però poter effettuare una stima della reale copertura della rilevazione censuaria.

Per tale motivo, a partire dal 2009, con la rilevazione annuale del bilancio demografico dei comuni, l'Istat ha introdotto uno specifico quesito relativo al numero dei senza tetto e senza fissa dimora iscritti in anagrafe chiedendo se fosse stata deliberata l'istituzione della "via fittizia" prevista dal regolamento anagrafico.

Nel presente lavoro, dopo una breve presentazione della normativa che ne regola la loro iscrizione in anagrafe, verranno analizzati i primi risultati della suddetta rilevazione, con un approfondimento sulle principali caratteristiche individuali dei senza tetto e dei senza fissa dimora iscritti nelle liste anagrafiche del Comune di Roma.

2. La normativa

Per il legislatore il "senza fissa dimora" è colui che, non fermandosi mai a lungo in uno stesso luogo, non possiede i requisiti per essere considerato residente in alcun comune. Per tale motivo è necessario un trattamento giuridico differenziato, che prevede di far coincidere la residenza anagrafica con il domicilio.

L'Istat, in particolare, specifica che i senza fissa dimora sono coloro che, per le loro attività professionali, non hanno la dimora abituale in nessun comune, venendo in tal modo meno la caratteristica essenziale per la determinazione della

¹ Il lavoro, pur essendo frutto di analisi e progettazione comuni da parte dei due autori, può essere attribuito nella stesura del testo ad Angela Silvestrini per i paragrafi 2, 4 e 5 ed a Patrizia Grossi per i paragrafi 1 e 3.

residenza². È il caso di girovaghi, artisti di strada, commercianti ambulanti, i nomadi, le cui professioni o abitudini definiscono uno stile di vita “itinerante” e senza l’esistenza di una abitazione fissa. In sostanza la legge ha operato una *fiction iuris* considerando residente in un luogo il soggetto, prescindendo dall’abitudine della sua presenza e privilegiando la manifestazione di volontà dell’individuo rispetto alla situazione di fatto³.

Per tale categoria di persone, la versione originaria della Legge anagrafica (L. 1228/1954) che prevedeva per “*la persona che non ha fissa dimora si considera residente nel comune ove ha il domicilio, e in mancanza di questo, nel comune di nascita*”, è stata significativamente modificata dall’art. 3, comma 38, della Legge n. 94/2009. Nella nuova formulazione del comma 3 dell’art. 2 della Legge anagrafica, ai fini degli obblighi anagrafici “*la persona che non ha fissa dimora si considera residente nel comune dove ha stabilito il proprio domicilio. La persona stessa, al momento della richiesta di iscrizione, è tenuta a fornire all’ufficio di anagrafe gli elementi necessari allo svolgimento degli accertamenti atti a stabilire l’effettiva sussistenza del domicilio. In mancanza del domicilio si considera residente nel comune di nascita.*” Inoltre, l’art. 3, comma 39, della citata Legge 94/2009 ha l’istituito “*presso il Ministero dell’Interno di un apposito registro nazionale delle persone che non hanno fissa dimora*” e ne ha regolato con decreto del ministero dell’Interno la modalità di funzionamento (cfr. G.U. n. 165 del 17 luglio 2010).

In base alla nuova normativa cambiano, dunque, le modalità di iscrizione anagrafica delle persone senza fissa dimora, per le quali viene introdotto l’obbligo di fornire all’ufficio di anagrafe, al momento della richiesta di iscrizione, gli elementi necessari per l’accertamento dell’effettiva sussistenza del domicilio.

L’iscrizione, pertanto, dovrà essere effettuata all’indirizzo in cui si trova ubicata la sede del domicilio dichiarato e accertato⁴. Tuttavia, l’accertamento del domicilio, è cosa ben diversa dall’accertamento della residenza e non presuppone la presenza fisica, con carattere di prevalenza della persona, all’indirizzo indicato. Pertanto, l’accertamento da parte dell’ufficiale di anagrafe dovrà riguardare la

² Istat, Anagrafe della popolazione, p. 44.

³ Nella categoria dei senza fissa dimora vengono spesso inclusi anche i senza tetto. In realtà i senza tetto sono persone che hanno la dimora abituale nel comune, pur non avendo la disponibilità di un’abitazione, o che conducono una vita non riconducibile ai normali canoni sociali, scegliendo giorno per giorno il proprio punto di riferimento ma sempre all’interno del territorio dello stesso comune.

⁴ Nella circolare n. 19 del 2009, il Ministero chiarisce che la norma, che si applica alle nuove iscrizioni, intende evitare che all’iscrizione anagrafica presso un domicilio corrisponda una situazione d’irreperibilità dell’interessato.

sussistenza o meno della sede principale degli affari e interessi del richiedente e non la sua presenza fisica, che è e resta, in questi casi, un elemento accidentale.

Nel caso di persone “senza tetto”, il luogo del domicilio potrebbe coincidere con i luoghi che coinvolgano la sfera giuridica di altri soggetti (es. portico del palazzo sotto il quale la persona passa abitualmente la notte, bar presso il quale consuma i pasti, ecc.), qualora ci sia il consenso alla domiciliazione da parte di tutte le persone interessate. Se si tratta di persone aiutate da enti assistenziali pubblici o privati (es. servizi sociali del comune, comunità religiose, ecc.) il loro domicilio potrebbe coincidere con la sede della struttura assistenziale di riferimento.

Nulla però impedisce che, una volta individuati i luoghi che sintetizzano il concreto vivere del richiedente sul territorio del comune, la sua iscrizione avvenga, presso una via fittizia, così come raccomandato dall’Istat⁵. Infatti la nuova formulazione dell’art. 2 della Legge anagrafica si limita a chiedere elementi circa l’effettività del domicilio nel comune e non pretende che l’indirizzo di domicilio sia anche indirizzo di residenza⁶.

Nel caso in cui la persona senza fissa dimora non sia in grado di fornire alcun elemento utile ad accertare il domicilio, il comune competente all’iscrizione anagrafica sarà quello di nascita. Se non è nato in Italia, il senza fissa dimora sarà iscritto nel comune di nascita del padre o, se questi non è nato in Italia, in quello della madre, altrimenti in un apposito registro istituito presso il Ministero dell’Interno (art. 2, c. 5, L. 1228/1954).

Naturalmente le nuove regole troveranno applicazione solo per le nuove iscrizioni e non anche per le posizioni oramai consolidate. Poiché la persona senza fissa dimora non ha, per definizione, una dimora stabile ed effettiva, l’iscrizione anagrafica si effettua nel comune di domicilio; ne discende che una variazione di domicilio comporta il trasferimento di residenza nel comune di nuovo domicilio e la conseguente cancellazione anagrafica dal comune di precedente iscrizione.

⁵ Nelle note illustrative della legge anagrafica, l’Istat suggerisce l’istituzione, in ogni comune di una sezione speciale “*non territoriale*” nella quale elencare e censire come residenti tutti i senza fissa dimora e i senza tetto che avessero eletto domicilio al fine di ottenere la residenza anagrafica, individuando allo scopo una via territorialmente non esistente ma conosciuta con un nome convenzionale dato dall’ufficiale di anagrafe. In tale via verranno iscritti con numero progressivo dispari sia i senza tetto, sia i senza fissa dimora. In passato alcuni comuni hanno deliberato l’istituzione della via convenzionale, in base alle istruzioni impartite dall’Istat. Ad esempio, il comune di Roma, nel 2002, ha deliberato l’istituzione di via Modesta Valenti quale “indirizzo anagrafico convenzionale” per le persone senza fissa dimora della città.

⁶ Cfr. Paolo Morozzo della Rocca, *Le nuove regole sull’iscrizione anagrafica dei senza fissa dimora*, in *Lo Stato Civile Italiano*, novembre 2009, pp. 834-841.

Inoltre, per le persone senza fissa dimora non è applicabile il procedimento di cancellazione per irreperibilità a seguito di ripetuti accertamenti (art. 11, comma 1, lett. c, del Regolamento Anagrafico), in quanto manca del tutto il fondamento stesso della cancellazione per irreperibilità, ossia la perdita della dimora abituale. È invece possibile la cancellazione per irreperibilità al Censimento generale della popolazione, poiché tale rilevazione si svolge su tutto il territorio nazionale e tutte le persone presenti sul territorio nazionale hanno l'obbligo di farsi censire.

Pertanto, in vista della rilevazione censuaria del 2011, che utilizzerà le liste anagrafiche precensuarie desunte dai registri della popolazione residente, per la spedizione postale dei questionari di rilevazione, sarà particolarmente importante prevedere una specifica procedura per rilevare i senza fissa dimora. Così ad esempio per coloro che hanno fornito elementi atti ad accertare il domicilio le comunicazioni potranno essere inviate a quell'indirizzo (sede dei servizi sociali, di associazioni di volontariato, ecc.). Per coloro che sono iscritti nel comune di nascita, o che comunque risultano iscritti in una via fittizia, sarà necessario ricorrere alla rilevazione porta a porta, secondo lo schema classico del censimento tradizionale, attraverso l'impiego dei rilevatori, coadiuvati dalle persone che operano nelle strutture di assistenza e nelle organizzazioni di volontariato.

Una possibile variante rispetto alla strategia censuaria potrebbe consistere nel recupero sistematico della sottocopertura anagrafica includendo nelle Liste Integrative Ausiliarie, oltre ai permessi di soggiorno, anche le informazioni disponibili sulle persone che frequentano o utilizzano i servizi dei Centri di accoglienza e dei Centri ascolto delle strutture di volontariato operanti sul territorio comunale. A tal fine sarebbe, quindi, opportuno acquisire le informazioni in possesso di questi organismi per utilizzarle in fase di raccolta e di elaborazione dei dati allo scopo di contenere i rischi di sottocopertura.

Da un punto di vista più generale, la necessità di porre particolare attenzione in fase di censimento alla corretta individuazione dei senza fissa dimora, è strettamente connessa alle conseguenze che possono derivare dalla loro cancellazione anagrafica anche se, in effetti, sono residenti nel nostro Paese.

Per tale categoria di persone, così come per tutti i residenti sul territorio nazionale, l'iscrizione nei registri anagrafici comunali permette di conoscere l'ammontare della popolazione stabilmente presente sul territorio nazionale, consentendone l'accesso ai servizi socio-assistenziali ed al godimento dei diritti fondamentali garantiti dalla Costituzione quali il diritto di voto e l'accesso al Sistema sanitario nazionale.

Infine, specificatamente per i senza fissa dimora, l'iscrizione in anagrafe è un presupposto fondamentale per il recupero dei diritti alla cittadinanza favorendo in tal modo il loro percorso di reinserimento sociale a cominciare dal legame con il territorio.

3. Chi sono e quanti sono

L'universo dei senza tetto e dei senza fissa dimora è complesso ed eterogeneo, composto principalmente da persone socialmente fragili di varie fasce d'età costrette a vivere in strada a causa di uno sfratto, della perdita del lavoro, di una malattia, od anche a seguito di esperienze traumatiche come la detenzione, la prostituzione, l'alcolismo, la tossicodipendenza od anche a causa di malattie mentali (i cosiddetti barboni o clochards). Allo stesso universo appartengono anche persone con un alloggio "precario", come può accadere agli immigrati stranieri, soprattutto nella fase della prima permanenza nel nostro Paese. Tale popolazione, la cui consistenza è in aumento, si concentra principalmente nelle grandi città e nelle aree metropolitane, così come è stato ben descritto da Gabriele del Grande nel libro "Roma, senza fissa dimora" (Del Grande, 2009).

Inoltre, appartengono a tale categoria anche coloro che svolgono particolari attività lavorative, quali quelle di giostrai, artisti di strada o circensi, addetti al commercio ambulante.

Questo "popolo" ha trovato diverse quantificazioni nel corso del tempo.

Come detto nella premessa, con il Censimento generale della popolazione del 2001 sono state censite come residenti senza fissa dimora 13.038 persone, di cui 8.597 italiani e 4.441 stranieri.

Nel 2003, il rapporto della Caritas conteggiava tale popolazione in circa 17 mila unità, di cui 6 mila solo a Roma.

Nella "Relazione al rendiconto 2006" del Comune di Roma risultavano essere 8 mila le persone che a Roma vivono senza fissa dimora e che pernottano presso i centri di accoglienza notturna convenzionati con il Comune; a queste si aggiungono i 7 mila nomadi che vivono nei campi gestiti dall'Amministrazione comunale e circa 1.500 minori.

Recentemente su un quotidiano nazionale venivano riportate dichiarazioni di amministratori capitolini che quantificavano in circa 24mila i senza fissa dimora residenti nella capitale⁷.

Altri studi, effettuati su realtà locali limitate forniscono cifre non sempre concordi tra loro.

Molti senza fissa dimora sono registrati presso le strutture che forniscono ospitalità diurna e notturna ed erogano pasti giornalieri, altri soltanto presso le strutture che forniscono loro l'assistenza sanitaria, altri ancora vivono in strada, quotidianamente in lotta per la sopravvivenza, in una condizione di grande vulnerabilità, costretti a dipendere da tutti anche solo per i bisogni più elementari,

⁷ A. Paolini, Ventiquattromila "fantasmi" un esercito senza fissa dimora, la Repubblica, 17 settembre 2010.

esposti alle aggressioni, al freddo, all'umiliazione di essere cacciati perché indesiderati: *“nessuno vuole conoscere la loro storia: disturbano e quindi vanno rimossi”* (E. Bianchi, 2010, p.25).

Risulta sempre più difficile per le pubbliche istituzioni intervenire, progettare delle misure risolutive al fenomeno. Il che non significa che si debba rinunciare ad agire, significa se mai agire di più e soprattutto agire diversamente, dotarsi di strumenti sempre più precisi di conoscenza e di analisi del fenomeno, seguire da vicino i problemi, monitorarne l'evoluzione, agire con accortezza nella pianificazione degli insediamenti sul territorio, potenziare il ruolo dei servizi. Significa anche valutare i problemi in un'ottica non solo nazionale ma europea, con la partecipazione e il coordinamento dei diversi Paesi.

Ma per compiere questo salto di qualità occorre disporre di dati aggiornati, mettere in campo tutte le forze e i mezzi possibili per rendere agevole il processo di rilevazione del fenomeno arricchendo il più possibile il patrimonio informativo al fine di pervenire alla formulazione di adeguate politiche e per l'adozione di interventi mirati.

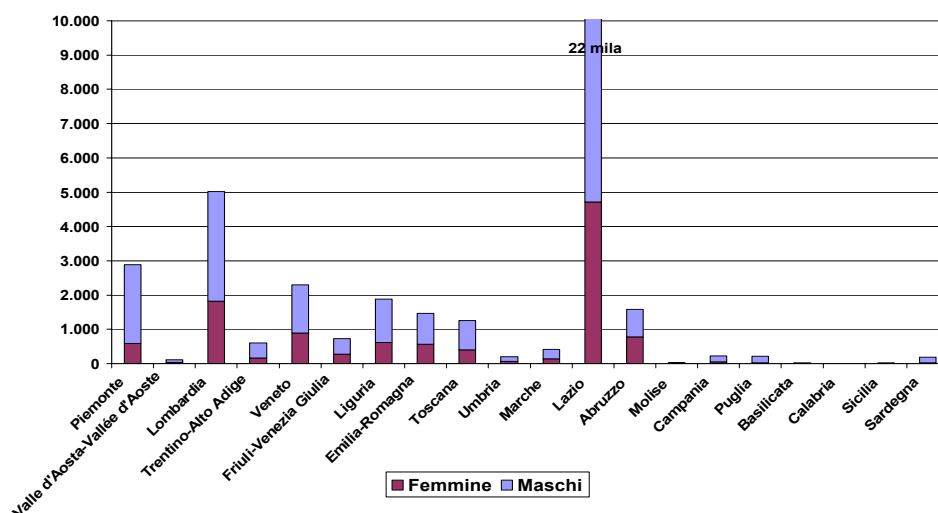
4. Le risultanze delle anagrafi

Un nuovo tentativo ufficiale di misurare la consistenza dei senza fissa dimora è stato fatto dall'Istat nel 2010 utilizzando lo stesso strumento usato per effettuare il calcolo della popolazione residente: le anagrafi comunali della popolazione. I dati sono stati raccolti inserendo due nuovi quesiti nei modelli della rilevazione annuale del “movimento e calcolo della popolazione residente”, riferiti al 31 dicembre 2009. Nel primo si è chiesto ai Comuni (i rispondenti sono gli uffici di statistica e/o gli uffici anagrafe dei Comuni) di indicare se fosse stata istituita la “via fittizia” prevista dall'Istat (cfr nota 4). I risultati ottenuti hanno indicato che:

- solo 1.044 Comuni (pari al 13%) hanno istituito la via fittizia per l'iscrizione dei senza fissa dimora;
- in 172 Comuni (pari al 2%) sono stati individuati altri criteri per l'iscrizione;
- la maggior parte dei comuni (pari al 85%) dichiara di non aver mai iscritto persone senza fissa dimora.

I poco più di 1.200 Comuni che hanno indicato di avere iscritto nelle loro anagrafi persone “senza fissa dimora” ne conteggiano circa 40mila, di cui più della metà nel solo Comune di Roma.

Figura 1 – *Persone senza tetto e senza fissa dimora iscritte nelle anagrafi dei Comuni italiani al 31 dicembre 2009 per Regione.*



I dati evidenziano l'eccezione costituita dal Comune di Roma, una presenza più consistente in alcuni grandi Comuni quali Genova, Torino e Milano, ma piuttosto limitata in tutti gli altri Comuni. Complessivamente solo circa 20 Comuni presentano valori superiori al centinaio di unità, e circa 200 oltre 10 residenti.

La distribuzione regionale riportata nella Figura 1 rappresenta una presenza molto ridotta in tutte le regioni del Mezzogiorno, con la sola eccezione dell'Abruzzo.

Va inoltre evidenziato come tale popolazione sia costituita prevalentemente da persone di sesso maschile (più del 70 per cento del totale).

Particolarmente interessanti, inoltre, si presentano i risultati delle elaborazioni effettuate sui dati relativi ai senza fissa dimora iscritti presso due associazioni di Roma, disponibili attraverso sperimentazioni effettuate per la preparazione del 15° censimento generale della popolazione. Da tali dati, relativi a più di 12mila individui, emerge la conferma di una popolazione fondamentalmente maschile (più dell'80 per cento), ma anche una forte presenza straniera che rappresenta in questo caso più del 90 per cento degli iscritti. Per quanto riguarda le età, la quota più elevata di si concentra nella fascia compresa tra i 20 e i 30 anni (43,3 per cento) seguita dalla classe immediatamente successiva (31-40 anni) che rappresenta il 30,6 per cento del totale. Va infine osservata la presenza anche di una certa quota di bambini e minori (pari al 5 per cento) a testimonianza di una presenza anche di intere famiglie.

5. Conclusioni

L'analisi del fenomeno dei senza tetto e dei senza fissa dimora può difficilmente essere risolto attraverso un approccio unidimensionale. La sua complessità ne rende difficile il riporto entro schemi tradizionali, come dimostra anche la "fictio iuris" operata dal legislatore. Pertanto, le tradizionali rilevazioni statistiche, dal censimento alle rilevazioni sulle anagrafi, risultano comunque insufficienti e inadeguate ad una precisa quantificazione di tale popolazione. Tuttavia, l'importanza sociale del fenomeno, e la stretta relazione tra iscrizione in anagrafe e godimento di importanti diritti soggettivi, rende di fondamentale importanza un loro corretto inserimento nell'ambito dei registri anagrafici, attenzione che deve risultare particolare nella predisposizione degli strumenti regolamentari del prossimo Censimento generale della popolazione.

Bibliografia

- Caritas, 2003, Rapporto sulla povertà.
Istat, 1998, Anagrafe della popolazione residente, metodi e norme n. 92
P. Morozzo della Rocca, *Le nuove regole sull'iscrizione anagrafica dei senza fissa dimora*, in *Lo Stato Civile Italiano*, novembre 2009, pp. 834-841.
A. Paolini, *Ventiquattromila "fantasmi" un esercito senza fissa dimora*, *la Repubblica*, 17 settembre 2010.
G. Del Grande, 2009, *Roma senza fissa dimora*, collana Grandangolo, Infinito ed.
E. Bianchi, 2010, *Ogni cosa alla sua stagione*, Einaudi.

SUMMARY

According to the Italian legislation the registration in the civil registers of the people without an address because they are homeless or because they do not have a stable residence. The rules are presented in this work. Moreover, some figures are presented, coming out from the results of a total survey within the 8100 local administrations, in order to count the number of this population.

Angela SILVESTRINI, primo ricercatore Istat
Patrizia GROSSI, tecnologo Istat

DONNE E LAVORO QUALIFICATO IN ITALIA

Manuela Stranges, Andrea Filella

1. Introduzione

Il presente contributo analizza la questione di genere in ambito lavorativo e, in particolar modo, affronta il tema della c.d. *segregazione verticale*, ossia il difficile cammino delle donne verso le professioni apicali. Si cercherà di individuare quali sono le determinanti che consentono o impediscono alle donne di ricoprire le posizioni apicali in ambito professionale. Utilizzando i dati dell'indagine "Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari", condotta dall'Istat negli anni 2004-2005, è stata realizzata un'analisi *cross-section* avvalendosi di un modello di regressione logistica binaria al fine di predire la probabilità che ha una donna, di età compresa tra 15 e 49 anni (intervallo fecondo), di essere dirigente sulla base di una serie di variabili esplicative demografiche ed economiche di carattere micro.

2. Il lavoro qualificato femminile: alcuni dati per l'Europa e l'Italia

L'inserimento delle donne nei ruoli sociali, ed in particolare nel mercato del lavoro, ha seguito sentieri difformi tra paesi e tra i diversi settori di cui si compone l'attività economica. In particolare, il moderato inserimento lavorativo delle donne che si è realizzato negli ultimi anni non è stato accompagnato da un corrispondente loro accesso alle posizioni manageriali di livello "top" (Cancedda, 2002). Per indicare questo fenomeno, si parla di segregazione occupazionale verticale (Hakim, 1992, 1996, 2004), o "glass ceiling" (soffitto di cristallo), termine con cui si fa riferimento alla limitata presenza delle donne nelle posizioni dirigenziali di imprese ed organizzazioni.

I dati forniti da Eurostat (2008) per verificare i cambiamenti nelle posizioni manageriali dimostrano che a livello dell'EU-25 la ripartizione tra le donne e gli uomini è variata leggermente: nel 2000 la percentuale di donne *managers* era il 30,6% mentre nel 2008 è pari al 32,5%, registrando, quindi, in otto anni un incremento di meno di 2 punti percentuali. Variazioni più consistenti si individuano a livello dei singoli paesi: l'Italia, ad esempio, passa dal 17,3% di donne *managers* nel 2000 (di ben 13,3 punti al di sotto della media europea del tempo) al 34,7% nel 2008 (2,2 punti percentuali sopra la media). I segnali, come messo in evidenza dai dati, sono certamente incoraggianti ma la partecipazione femminile risulta significativamente più

contenuta rispetto a quella maschile e continuano a permanere importanti fenomeni di segregazione orizzontale e verticale che evidenziano l'esclusione delle donne da alcuni settori lavorativi e da gran parte dei ruoli di potere e responsabilità.

Quindi, come gli altri paesi europei, anche in Italia, si evidenzia una progressiva riduzione delle disuguaglianze di genere, anche se il *gap* continua a permanere su valori abbastanza elevati. Secondo i dati dell'Istat provenienti dalla Rilevazione sulle forze di lavoro (Istat, 2010), tra il 2004 e il 2008 il numero dei dirigenti donne è aumentato in misura piuttosto limitata (+1,80%), passando da 130mila a 132mila unità, rispetto all'aumento registrato, invece, tra gli impiegati (+13,87%, da 3.601mila a 4.101mila unità) e tra gli operai (+10,61%, da 2.535mila a 2.804mila). L'incidenza delle lavoratrici in proprio, poi, ha addirittura registrato una flessione di 7,54 punti percentuali nel medesimo periodo, scendendo da 1.951mila a 1.804mila unità.

Per chiarire ulteriormente i termini della questione "*glass ceiling*" in Italia, può essere utile osservare i dati sull'incidenza dei ruoli apicali in Italia, dirigenti e quadri (tabella 1), provenienti sempre dalla Rilevazione sulle forze di lavoro condotta dall'Istat: in tutte le ripartizioni, tranne il Mezzogiorno, l'incidenza dei manager tra i maschi è molto più elevata che tra le femmine: in particolare la differenza è molto marcata nel Nord- (-2,91), mentre è più ridotta al Centro (-1,09) e, addirittura positiva nel Mezzogiorno (1,78). Complessivamente, in Italia, il 7,79% degli occupati maschi svolge lavori manageriali, contro il 6,77% delle occupate.

Tabella 1 – Percentuale (per ciascun sesso) di incidenza dei manager (dirigenti e quadri) per genere in Italia. Anno 2008.

	Nord	Centro	Mezzogiorno	Italia
Maschi	8,35	8,74	6,26	7,79
Femmine	5,86	7,64	8,04	6,77
Totale	7,31	8,28	6,87	7,38

Fonte: nostre elaborazioni su dati Istat, 2010

In Italia, nelle aziende quotate, escluse banche e assicurazioni, nel 63,1% dei casi non figura alcuna donna nel Consiglio di Amministrazione (CdA), mentre se si guarda al numero totale dei componenti dei CdA, le cifre si assottigliano ulteriormente con 110 donne su 2.217 consiglieri, pari al 5% (Presidenza del Consiglio dei Ministri, 2007). La percentuale dei CdA senza alcuna donna tra i componenti nelle banche sale al 72,2% (su 133 istituti di credito), con solo 46 donne su 1.748 componenti, pari a solo il 2,63%. Quindi anche se le donne rappresentano ormai il 40% dei dipendenti nel settore bancario, solo lo 0,36% di queste ha la qualifica di dirigente contro il 3,11% degli uomini, mentre nelle assicurazioni la percentuale di donne tra il personale è pari al 45%, ma la percentuale di quelle dirigenti è pari allo 0,7%, contro il 20% degli uomini (*ibidem*). Per quanto concerne le aziende sanitarie nazionali il vertice aziendale è costituito da tre figure importanti:

Direttore Generale, Direttore Amministrativo e Direttore Sanitario. Solo l'8% tra i primi è donna, il 9% tra i secondi, mentre la percentuale sale al 20% tra i terzi. L'incidenza delle donne nei ruoli di profilo sanitario non manageriale è, invece, molto alta, pari al 62% dei responsabili del settore infermieristico (*ibidem*).

Quando si parla di ottenimento e mantenimento di posti direttivi, le difficoltà legate alla conciliazione dei ruoli familiari e lavorativi divengono ancora più acute. In una indagine condotta da Manageritalia (Sala, 2004), il 26,7% delle donne *managers* ha indicato le sopraggiunte responsabilità di famiglia come causa prevalente di ostacolo e/o di rallentamento di carriera. Inoltre, sempre la stessa indagine, rivela che ben il 46% delle donne *managers* non ha figli contro il 14% dei colleghi. Il 35% dei dirigenti ha affidato la cura dei figli all'asilo nido o alla scuola, il 20% alla baby-sitter ma, soprattutto, ci si avvale del prezioso aiuto dei nonni (28%).

3. Un'analisi empirica sul lavoro qualificato in Italia

3.1 Dati e metodologie

Per l'analisi empirica effettuata nel presente lavoro, sono stati utilizzati i dati provenienti dall'Indagine Multiscopo sulle famiglie condotta dall'Istat negli anni 2004-2005 relativa a "*Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari*"¹ comprendente un campione complessivo di 50.474 famiglie, per un totale di 128.040 individui, distribuiti in 1.465 comuni. Il dataset fornisce una serie di informazioni molto importanti, utili ad analizzare vari aspetti della vita delle donne interviste, relativi alla salute (ad esempio, le malattie contratte e le forme di prevenzione per evitarle), al lavoro (ad esempio, la tipologia di professione, il numero di ore, l'intensità fisica, ecc.), al ricorso a figure (colf e babysitter) o a strutture (gli asili, ad esempio) di supporto nell'attività di gestione dei figli o disbrigo delle faccende domestiche, e molte altre. In sintesi, non solo variabili relative alla dimensione professionale ma anche a quella familiare, che consentono di valutare alcuni aspetti legati alla maternità e a come questa si concilia con la professione. Per condurre le nostre analisi, sono stati dapprima filtrati i record individuali relativi alle sole donne (66.123) e, in particolar modo, a quelle di età compresa tra i 15 e i 49 anni (c.d. età feconda), che risultano essere 30.318. Per gli scopi del presente lavoro, il campione è stato ulteriormente depurato eliminando le studentesse e le inabili al lavoro. Infine,

¹ Tale indagine è nata, ovviamente, per scopi diversi rispetto al tema del presente articolo. Ciononostante, poiché fornisce molte informazioni inerenti la posizione occupazionale della donna, le caratteristiche della famiglia, il sistema di solidarietà familiare e parentale, ecc., può essere utilmente impiegata per un primo approccio allo studio dei fattori che ostacolano la probabilità di occupare posizioni apicali.

poiché lo scopo del lavoro è quello di valutare quali fattori si associano alla probabilità di occupare posizioni apicali nelle professioni, sono state selezionate solo le donne lavoratrici, ottenendo un campione complessivo di 14.772 donne.

Per individuare il sottogruppo delle *managers* all'interno del campione sin qui osservato, si è fatto ricorso alla definizione dell'Eurostat, che ha, a sua volta, imposto come riferimento per l'individuazione dei ruoli apicali in azienda la classificazione ISCO (*International Standard Classification of Occupations*) prodotta dall'ILO (International Labour Office). Nella nostra analisi, all'interno della categoria *managers*, sono stati valutati, oltre che i dirigenti ed i quadri come previsto dalla classificazione europea, anche gli imprenditori ed i liberi professionisti, che rientrano nella categoria dei lavoratori autonomi. Tale decisione è motivata dall'idea che anche queste ultime due figure, al pari dei *managers* in senso stretto, hanno un impegno lavorativo giornaliero che va spesso ben oltre le ore previste per i lavori dipendenti, quindi il raggiungimento del successo nella propria attività lavorativa potrebbe essere ostacolato dai medesimi fattori che agiscono in negativo sulla possibilità di raggiungere le posizioni di vertice nelle organizzazioni. Utilizzando tali definizioni, quindi, i *managers* all'interno del campione considerato corrispondono al 12,23% sul totale degli occupati (1.807).

3.2 Principali caratteristiche del campione

Con riferimento al campione osservato, l'età media delle donne è pari a 35,93 anni. Oltre la metà delle intervistate (59,2%) sono coniugate e la presenza, all'interno del campione osservato, di quelle con un livello di istruzione medio alto (laurea e oltre) risulta sostanzialmente bassa (12,6%) rispetto alla maggioranza che presenta titoli di studio pari al diploma (45%) o addirittura inferiore ad esso (42,4%). Relativamente alla condizione occupazionale, il campione presenta una maggioranza di donne occupate (61,6%), una presenza moderata di donne casalinghe (26,3%), un'incidenza quasi pari di disoccupate e donne in cerca di prima occupazione (rispettivamente 5,8 e 5,4%). Il 47,8% delle intervistate dichiara di mantenersi da sola, mentre una quota consistente delle donne presenti nel campione (39,7%) riceve sostentamento da parte dei familiari.

Il campione analizzato risulta sostanzialmente "giovane" per quanto attiene l'esperienza professionale: la media degli anni di lavoro è pari a 9,44. Osservando, invece, il settore di attività economica si confermano i diversi paradigmi teorici sulla segregazione occupazionale orizzontale delle donne che vedono nel settore terziario e nel terziario avanzato lo sbocco lavorativo naturale per il genere femminile: anche nelle nostre analisi, la percentuale è assai elevata (attorno all'80%) come altrettanto elevata (78,2%) è la percentuale di donne che lavorano come dipendenti e con

contratto di lavoro indeterminato (82%), rispetto a quelle che lavorano in maniera autonoma (15,7%). Le donne osservate lavorano mediamente attorno ad otto ore giornaliere (35,24 ore settimanali) e buona parte (87,6%) conducono lavori di scarsa o moderata attività fisica. Per quanto concerne le caratteristiche relative alla maternità, le donne sottoposte ad intervista hanno in media 1,58 figli, con età compresa tra 0 e 5 anni ed hanno avuto il primo figlio a circa 28 anni (27,94).

3.3 Principali risultati dell'analisi logistica

Al fine di predire la probabilità che ha una donna lavoratrice, tra 15 e 49 anni, di essere dirigente e comprendere quali fattori influenzano in positivo o in negativo questo *status*, è stato introdotto un modello di regressione logistica binaria che predice il valore "1" della variabile dipendente (essere dirigente), utilizzando "0" come valore di riferimento (non esserlo). Sono state considerate nel modello come indipendenti alcune variabili sociali ed economiche relative alle caratteristiche, al comportamento ed alle abitudini delle donne, per alcune delle quali si è resa necessaria un'opportuna riclassificazione (prevalentemente in *dummies*).

I risultati del modello sono riassunti nella tabella 2. Non tutte le variabili osservate presentano livelli di significatività accettabili ($p\text{-value} > 0,05$). Lo stato civile, infatti, pur mostrando l'effetto negativo dell'essere coniugata sulla probabilità di essere dirigente, non risulta statisticamente significativo ($p\text{-value} = 0,281$). Un'osservazione simile può essere condotta in merito ai settori di attività economica i quali, pur evidenziando l'impatto positivo (terziario) o negativo (secondario) svolto dal settore di appartenenza sulla probabilità in esame², non sono significativi, così come non lo è il luogo di residenza denotando, quindi, che l'area in cui si vive non favorisce né svantaggia le donne nel essere dirigenti.

I valori degli *odds ratios* risultano molto utili per confrontare gli effetti relativi delle variabili indipendenti. Considerando solo le variabili esplicative che presentano significatività, possiamo affermare che la probabilità di essere dirigente aumenta di oltre 8 volte se si è almeno laureate. Interessante osservare che la probabilità di essere dirigente cresce di 1,239 all'aumentare di un anno di età e di 1,074 all'aumentare di un anno nella professione, mentre decresce a 0,998 all'aumentare di un anno di età e di anni nella professione se eleviamo al quadrato entrambe le variabili. Questo vuole dire che la relazione con queste due variabili non è lineare, bensì cambia di segno col trascorrere del tempo. Anche l'aumento di un'ora di lavoro

² Al di là della significatività, il segno dell'effetto del settore produttivo sulla probabilità di diventare dirigente è certamente influenzato anche dalla maggiore presenza delle donne nel terziario (che ha, infatti, un impatto positivo) e ridotta nel secondario (che mostra, al contrario, un effetto negativo).

settimanale provoca un aumento della probabilità di essere dirigente rispetto a quella di non esserlo (O.R.=1,044), mentre questa decresce se si svolge un'attività lavorativa dall'intensità fisica moderata o pesante (O.R.=0,804), probabilmente perché le professioni a più alta intensità fisica sono anche quelle nelle quali le possibilità di carriera sono più ridotte. Si può, inoltre, osservare che la probabilità di essere dirigente avendo figli (tra 0 e 5 anni) è pari a 1,147 volte la probabilità di esserlo non avendone; infine, la probabilità di essere dirigente avendo il supporto di una *colf* è pari a 2,257 volte la probabilità di esserlo non ricorrendo a tale aiuto.

Tabella 2 – Risultati dell'analisi di regressione logistica sul campione (N=14.772).

	Sign.	Beta	S.E.	Wald	O.R.
Stato civile: coniugata (rif. <i>non coniugata</i>)	,246	-,074	,064	1,344	,929
Istruzione: laurea e oltre (rif. <i>inferiore a laurea</i>)	,000	2,092	,063	1096,361	8,099
Anni nella professione	,000	,071	,13	27,743	1,074
Anni nella professione ²	,000	-,002	,000	19,469	0,998
Età	,000	,215	,047	21,193	1,239
Età ²	,000	-,002	,001	13,348	0,998
Ore di lavoro settimanali	,000	,043	,002	302,364	1,044
Attività fisica nel lavoro: moderata/pesante (rif. <i>scarsa</i>)	,000	-,218	,060	13,459	0,804
Figli (0-5 anni): si (rif. <i>no</i>)	,009	,201	,076	6,904	1,223
Collaboratore domestico: si (rif. <i>no</i>)	,000	,814	,077	112,125	2,257
Settore economico: terziario (rif. <i>primario</i>)	,222	,202	,165	1,494	1,224
Settore economico: secondario (rif. <i>primario</i>)	,228	-,222	,184	1,454	,801
Ripartizione geografica: Nord (rif. <i>Sud</i>)	,832	-,014	,066	,045	,986
Ripartizione geografica: Centro (rif. <i>Sud</i>)	,770	-,024	,081	,086	,976
Costante	,000				

Fonte: nostre elaborazioni su dati Istat, 2005

4. Brevi conclusioni

Dalle analisi è emerso che maggiori anni di esperienza lavorativa ed altrettanta dedizione al lavoro sono il preludio ad una carriera dirigenziale. Di contro, i lavori che richiedono un'elevata intensità fisica mal si conciliano con le ambizioni e le aspettative di chi vorrebbe sfondare il "tetto di cristallo". Analizzando i risultati in maniera più dettagliata si osserva che la probabilità di essere dirigente cresce proporzionalmente all'età ed all'esperienza lavorativa sino ad un momento in cui avviene l'inversione di tendenza: la "scalata" professionale si verificherebbe, in base ai dati analizzati, a partire dai 25 anni per poi iniziare a contrarsi dai 45 anni in poi. Un ruolo fondamentale è giocato dall'istruzione che si connota come fattore chiave sia per favorire l'ingresso nel mondo del lavoro che per garantirne la permanenza e favorirne la carriera. Infatti, nel modello stimato l'istruzione è la variabile che più di tutte fa aumentare la probabilità di occupare ruoli apicali.

Tra i risultati più interessanti ottenuti nel modello, occorre segnalare che l'avere figli influisce positivamente, sebbene in misura ridotta, sulla probabilità di essere dirigente. Questo risultato può spiegarsi con un "effetto reddito": le donne dirigenti sono tipicamente quelle più istruite e che, in un mercato matrimoniale come quello italiano dove il 60% dei partners ha lo stesso livello di istruzione (Istat, 2007), godono di un reddito familiare che consente loro maggiori possibilità di accesso ai servizi di *child care*, in particolare quelli privati (Bratti, 2003). Quindi, il possesso di un titolo di studio elevato permette una migliore conciliazione tra figli e lavoro (Rosina e Saraceno, 2008), poiché il reddito che ne deriva produce un circolo virtuoso che si traduce sia in un maggiore attaccamento al lavoro (Reyneri, 2008) e sia in una maggiore propensione alla genitorialità (Manacorda e Indiretto, 2009).

Per concludere, possiamo affermare che le posizioni dirigenziali non sono inaccessibili per le donne, ma per far sì che queste ultime possano concorrere alla pari con gli uomini è necessario abbattere ancora delle barriere, soprattutto quelle che non consentono loro di conciliare come vorrebbero e come potrebbero il lavoro per il mercato e quello per la famiglia, ma anche le barriere culturali e sociali che contribuiscono ad acuire le disparità di genere nel mercato del lavoro.

Il lavoro qui condotto rappresenta, naturalmente, una prima riflessione sul tema, che necessita certamente di approfondimenti successivi. Ad esempio, sarebbe interessante, per andare a fondo nello studio del tema della conciliazione lavoro-famiglia, condurre un'analisi che tenga in considerazione le differenze esistenti tra donne senza figli e donne con figli, così come sarebbe interessante, nella valutazione dei fattori che influenzano la probabilità di occupare posizioni dirigenziali, confrontare la situazione maschile con quella femminile. Infine, potrebbe essere molto significativo stimare un modello multinomiale che confronti la probabilità di essere dirigenti a quella di non esserlo distinguendo, al contempo, tra chi lavora ma non è dirigente e chi non lavora affatto.

Riferimenti bibliografici

BRATTI M. (2003). Labour force participation and marital fertility of Italian women: the role of education, *Journal of Population Economics*, 16, pp. 525-554.

CANCEDDA A. (2002). *Leadership femminile e azione sociale: implicazioni per la ricerca e per lo sviluppo delle carriere femminili*, Osservatorio europeo sulle buone prassi per l'eliminazione del "tetto di vetro", Commissione Europea, DG Occupazione e Affari Sociali-Asdo.

EUROSTAT (2008). Labour Force Survey (LFS), Annual Averages. 2008.

HAKIM C. (2004). *Key Issues in Women's Work: Female Diversity and the Polarisation of Women's Employment*, Glasshouse Press, London.

HAKIM C. (1996). The Sexual Division of Labour and Women's Heterogeneity. The

- British Journal of Sociology*, 47(1), pp. 178-188.
- HAKIM C. (1992). Explaining Trends in Occupational Segregation: The Measurement, Causes, and Consequences of the Sexual Division of Labour. *European Sociological Review*, 8(2), pp. 127-152.
- ILO, International Labour Office (2007). *International Standard Classification of Occupations*, (ISCO-08), Ginevra 2007.
- ISTAT (2010). Forze di lavoro. Media 2008, Serie Annuari, n. 14, 2010.
- ISTAT (2007). Il matrimonio in Italia: un'istituzione in mutamento. Anni 2004-2005, Nota informativa, 12 febbraio 2007
- ISTAT (2005). Indagine Multiscopo sulle famiglie, *Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari*. Anni 2004-2005
- MANACORDA P.M, INDIRETTO G. (2009). Le politiche per l'occupazione femminile. In: Reyneri E., Manacorda P.M. (eds) *Offerta di Lavoro e Occupazione Femminile*, Parte II, "Il lavoro che cambia. Contributi tematici e Raccomandazioni", CNEL, Consiglio Nazionale dell'Economia e del Lavoro.
- PRESIDENZA DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI (2007). *Donne, Innovazione, Crescita. Iniziative per l'occupazione e la qualità del lavoro femminile nel quadro degli obiettivi europei di Lisbona*, Nota Aggiuntiva al Rapporto sullo stato d'attuazione del Programma Nazionale di Riforma 2006-2008.
- REYNERI E. (2008). L'occupazione delle donne: una crescita ineguale e ancora insufficiente, *Formazione & Lavoro*, Enaip, 3/2008, pp. 139-158.
- ROSINA A., SARACENO C. (2008). Interferenze asimmetriche. Uno studio della discontinuità lavorativa femminile, *Economia e Lavoro*, n. 2/2008, pp. 149-166
- SALA M. (2004). *Donne e uomini nelle carriere dirigenziali del Terzo millennio*. Manageritalia, Milano.

SUMMARY

This paper deals with the so-called *vertical segregation*, namely the difficulties of women to achieve top positions. Using data from the survey "Health conditions and recourse to health services", carried out by ISTAT in 2004-2005, we've tried to identify which are the determinants that enable or impede women to hold the top positions in the professions, using a binary logistic regression model.

Manuela STRANGES, Ricercatore Universitario in Demografia, Dipartimento di Economia e Statistica, Università della Calabria. m.stranges@unical.it
Andrea FILELLA, Dottore di Ricerca in "Storia Economica, Demografia, Istituzioni e Società nei paesi Mediterranei", Università della Calabria. andrea.filella@unical.it

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

La copertina è stata ideata e realizzata da Pardini, Apostoli, Maggi p.a.m.@tin.it - Roma