

VOLUME LXXII – N. 4

OTTOBRE-DICEMBRE 2018

RIVISTA ITALIANA DI ECONOMIA DEMOGRAFIA E STATISTICA



DIRETTORE

CHIARA GIGLIARANO

COMITATO SCIENTIFICO

GIORGIO ALLEVA, GIAN CARLO BLANGIARDO, LUIGI DI COMITE, MAURO GALLEGATI, GIOVANNI MARIA GIORGI, ALBERTO QUADRO CURZIO, CLAUDIO QUINTANO, SILVANA SCHIFINI D'ANDREA

COMITATO DI DIREZIONE

CHIARA GIGLIARANO, CLAUDIO CECCARELLI, PIERPAOLO D'URSO, SALVATORE STROZZA, ROBERTO ZELLI

REDAZIONE

LIVIA CELARDO, MARIATERESA CIOMMI, ANDREA CUTILLO, GIUSEPPE GABRIELLI, ALESSIO GUANDALINI, SIMONA PACE, GIUSEPPE RICCIARDO LAMONICA, ANDREA SPIZZICHINO

Sede Legale: C/O Studio Associato Cadoni, Via Ravenna n.34 – 00161 ROMA.
sieds.new@gmail.com, rivista.sieds@gmail.com

SIEDS
SOCIETÀ ITALIANA
DI ECONOMIA DEMOGRAFIA E STATISTICA

CONSIGLIO DIRETTIVO

Presidenti Onorari: LUIGI DI COMITE, GIOVANNI MARIA GIORGI

Presidente: FRANCESCO MARIA CHELLI

Vice Presidenti: CLAUDIO CECCARELLI, PIERPAOLO D'URSO,
ROBERTO ZELLI

Segretario Generale: MATTEO MAZZIOTTA

Consiglieri: EMMA GALLI, CHIARA GIGLIARANO, STEFANIA GIRONE, LUCIANO NIEDDU,
STEFANIA RIMOLDI, SILVANA MARIA ROBONE, SALVATORE STROZZA, CECILIA VITIELLO

Segretario Amministrativo: ALESSIO GUANDALINI

Revisori dei conti: FABIO FIORINI, SIMONE POLI, DOMENICO SUMMO

Revisori dei conti supplenti: MARGHERITA GEROLIMETTO, GIUSEPPE NOTARSTEFANO

SEDE LEGALE:

C/O Studio Associato Cadoni, Via Ravenna n.34 – 00161 ROMA

sieds.new@gmail.com

rivista.sieds@gmail.com

INDICE

Francesco Maria Chelli, Francesca Mariani, Maria Cristina Recchioni, Andrea Rimondi <i>Stock return comovements and economic wealth conditions</i>	5
Marco Pini <i>Territory, competitiveness and sustainable growth: the case of the Italian medium-sized manufacturing firms</i>	17
Alessandra Minello, Valentina Tocchioni <i>Tra lavoro e famiglia: analisi della relazione tra tempo dedicato al lavoro e prima unione in Italia</i>	29
Leonardo Salvatore Alaimo, Giulia Nanni <i>Gender inequality in Italy: a territorial analysis</i>	41
Thaís García Pereiro <i>Helping while working? Women as providers of child and adult care in Italy</i>	53
Valentina Ferri <i>Overeducation and gender pay gap tra i lavoratori italiani con istruzione terziaria</i>	65
Eugenia De Rosa, Francesca Inglese <i>Disuguaglianze e discriminazioni nei confronti delle persone LGBT: quale contributo della statistica ufficiale?</i>	77
Claudio Ceccarelli, Stefano De Santis, Francesca Petrarca <i>The work path of Italian graduates using integration among different sources</i>	89
Mariia Vasiakina, Silvana Robone <i>Education-job mismatch as a determinant of health: evidence from the Russian federation</i>	101
Raffaella Cascioli, Anna Emilia Martino <i>La partecipazione degli adulti alla formazione continua in Italia: aspetti quantitativi e qualitativi del fenomeno tra recessione e ripresa economica</i>	113

Maria Carmela Miccoli, Antonella Biscione <i>Diffusione territoriale e segregazione occupazionale di genere nell'industria manifatturiera italiana.....</i>	125
Vincenzo Marinello, Guglielmo L.M. Dinicolò <i>Il sistema di welfare state italiano tra tendenze e percorsi evolutivi e sostenibilità di lungo termine.....</i>	137
Diego Chianella, Giuliano Latini, Annalisa Lucarelli, Emilia Matera, Marina Sorrentino <i>Italian job vacancy rate flash estimates: revisions and cyclical signal capturing.....</i>	149

STOCK RETURN COMOVEMENTS AND ECONOMIC WEALTH CONDITIONS

Francesco Maria Chelli, Francesca Mariani, Maria Cristina Recchioni,
Andrea Rimondi

1. Introduction

In this paper we explore the evidence of stock return comovements with several statistical techniques and we investigate the possible connection to wealth conditions in the US economy. In a *scenario* characterized by the financial crisis of 2008 on the one hand, and the increase of wealth inequality (Wolff, 2016) on the other, we are able to provide new empirical evidence concerning stock market comovements and their consequences for the real economy.

After selecting the 100 most capitalized US stocks listed in the S&P 500 index, we apply different statistical methods to detect stock market comovements over a wide period of time, from June 2000 to March 2018. Our analysis uses daily data and are based on stock log-returns. We perform principal component analysis (hereafter PCA) on panel data to analyse the variance of returns and to detect significant comovements over time. We then proceed with factor analysis (hereafter FA) to better detect stock comovements, analysing the correlation matrix of returns to find robust empirical evidence of our results.

The analysis is performed on panel data and the estimation of variance and covariance matrices is based on a rolling window, so we are able to see the trend of the output of our analysis over time. Finally, we compare the financial concentration – defined as the condition in which the stock market depends on a lower number of components – with some wealth indices related to the US economy.

The rest of this paper is organized as follows: in Section 2 we present the methodology with statistical techniques adopted for our analysis, as well as the way they are used to create time series of the output. Section 3 presents the dataset and the empirical results of our analysis along with a comparison between financial concentration and wealth concentration; Section 4 provides a conclusion.

2. Methodology

2.1. Principal Component Analysis

PCA detects the variance structure of the matrix of data through a linear combination of variables and aims to reduce the data to a few components (Adler and Golany, 2001). This method is used in order to reduce our dataset - we have 100 returns and 4460 observations for each – and to observe which components drive the stock market.

To do this, we are interested in catching the evolution of components and the variance captured by them over the time, so we perform PCA on stock log-returns using a rolling window of fixed size. After several tests on the length of the rolling window, a rolling window of a fixed size equal to 252 days with a 126-day shift was adopted. We apply this procedure to panel data; in this way, we create a half-yearly time series of the principal component indicators. This time series of the indicators extend from June 2001 to March 2018 since the data from June 2000 to May 2001 are used to evaluate the first value of the indicators.

We create two main indicators:

- PV2C – the percentage of variance captured by the first two components (with the highest eigenvalue);
- NoC80% - the number of components required to explain 80% of the total variance.

2.2. Factor Analysis

FA is similar to PCA, but its main focus is the correlation matrix, so it is essential for us to look at the factors if we want to detect stock return comovements. We implement a basic FA on stock log-returns with a rolling window of 252 days and a 126-day shift. In this case as well, we are interested in studying the evolution of factors over time to detect stock return comovements. Moreover, this procedure can be viewed as a robustness check of the PCA result.

In the classical approach, we consider p to be the number of variables, N the number of observations, (X_1, X_2, \dots, X_p) , $X_j \in R^N$, the matrix of data used in the rolling window, and m to be the number of factors (F_1, F_2, \dots, F_m) , $F_m \in R^N$. This model assumes that there are m underlying factors and that each observed variable is a linear function of these factors together with a residual variate. The purpose of the model is to reproduce the maximum correlations.

$$X_j = a_{j1}F_1 + a_{j2}F_2 + \dots + a_{jm}F_m + e_j,$$

where $j = 1, 2, \dots, p$.

The factor loadings are $a_{j1}, a_{j2}, \dots, a_{jm}$, which denotes that a_{j1} is the factor loading of the j^{th} variable on the 1^{st} factor (Harman, 1976).

We create three indicators based on this analysis:

- EIGF – Percentage of factors with eigenvalues greater than 1
- FCOM – Summation of the squared variance of the estimation matrix (generally called “communality”)

$$tr(AA^T)$$

where A is the matrix of the loading factors.

- FRMS – Root mean square error of the correlation matrix

$$FRMS = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N (\Sigma_{ij} - \hat{\Sigma}_{ij})^2}{N(N-1)}}$$

where Σ is the true correlation matrix while $\hat{\Sigma} = AA^T$ is the estimated covariance matrix of stock returns.

3. Empirical Analysis

3.1. Data

We select the 100 most capitalized US stocks listed in the S&P 500 index from the Thomson Reuters DataStream. We choose a wide period of daily data – extending from June 2000 to March 2018 – and we calculate stock log-returns. We therefore have 4640 observations for each selected stock.

As a first approach to the data, we show descriptive statistics for the returns of three assets: the S&P 500 returns, the stock with the highest mean value of market capitalization (Exxon Mobil) – presented as “Large Cap” – and the stock with the lowest value of market capitalization (Raytheon) – presented as “Small Cap”. In addition, we summarise the results of the entire dataset – presented as “Aggregated” – calculating an arithmetic mean for the statistics of each stock.

As can be seen in Table 1, the daily mean return of the US stock market is 0.013%, while the standard deviation of returns is 1.203%. The lowest value was reached in October during the financial crisis of 2008 and the highest value also peaked in October 2008. The mean return of the small cap is slightly better than that of the large cap stock and its standard deviation is lower. The lowest values

were reached in September 2000 and September 2001, respectively, while the highest values were reached in October 2008 for both stocks.

To compare the results between stock returns and wealth conditions, we take the data concerning the wealth of the US population from the World Wealth and Income Database¹. Yearly data are available from 2001 to 2014, so we have 14 observations for each variable. The available data are: the Gini Index of Net Wealth², the percentage of wealth owned by the poorest 90% of the US population and the percentage of wealth owned by the richest 1% of the US population.

Table 1 – Descriptive statistics of the S&P500 stock log-returns

	Mean	Median	Standard Deviation	Min	Max	Kurtosis	Skewness
S&P500	0.00013	0.00053	0.01203	-0.0947	0.10957	8.99259	-0.21595
Large Cap	0.0002	0	0.01293	-0.17324	0.09986	13.99109	-0.55888
Small Cap	0.00023	0.00016	0.01167	-0.08316	0.09726	6.81564	-0.14308
Aggregated*	0.00005	0.00022	0.0218	-0.3091	0.20923	66.37781	-1.35016

*Arithmetic mean value for all statistics.

Table 2 – Data of the US wealth indices: 2001 – 2014

Year	Gini Index of Net Wealth	% of wealth bottom 90%	% of wealth top 1%
2001	0.82196	0.32178	0.33368
2002	0.82319	0.32185	0.32274
2003	0.82573	0.32066	0.32154
2004	0.82818	0.31406	0.33172
2005	0.82715	0.31488	0.33534
2006	0.83059	0.31100	0.34086
2007	0.84065	0.30207	0.35101
2008	0.87184	0.27232	0.37380
2009	0.88538	0.26360	0.37343
2010	0.88425	0.25814	0.39005
2011	0.88120	0.25871	0.38831
2012	0.87784	0.25543	0.40098
2013	0.86441	0.26797	0.38277
2014	0.85904	0.27022	0.38562

Source: World Wealth and Income Database

Table 2 shows data concerning the main US net wealth indices. As can be seen from the table, the trend of the Gini Index increased over the years up to 2009, which corresponds to its highest value; it then exhibits decreasing values. For the

¹ World Wealth and Income Database: <http://wid.world/>

² Net Personal Wealth = Personal non-financial assets + Personal financial assets – Personal debts

same period, the other two variables showed the opposite trend: while the percentage of the top 1% has increased over the years, the percentage of the bottom 90% has decreased. This is a clear sign that during the last years of the period, wealth inequality increased throughout the US population.

To provide empirical evidence of this last statement, we note Figure 1, which displays the trend of the US wealth indices with a base year 2001 and scaled values equal to 100. There is a strong negative correlation between the percentage of wealth of the top 1% and the percentage of wealth of the bottom 90%. The Gini Index also exhibits a positive correlation with the percentage of wealth of the top 1%. During the last year in the period examined, it seems that the inequality increased and – in comparison with the past – the wealth looks more concentrated.

Finally, we look at the correlation matrix for the US wealth indices. Table 3 shows correlations calculated among variables with the Pearson method. The correlations show a high positive relationship between the Gini Index and the percentage of wealth owned by the top 1% and an inverse relationship with the percentage of wealth owned by the bottom 90%. As expected, the correlation between the BOTTOM 90% and TOP 1% is negative.

Figure 1 – Trend of the US wealth indices scaled to 100. Base year: 2001

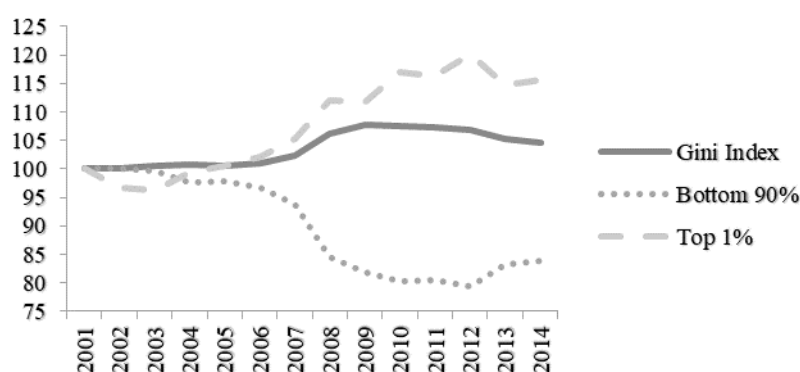


Table 3 – Correlation among the US wealth indices

	GINI INDEX	BOTTOM 90%	TOP 1%
GINI INDEX	-		
BOTTOM 90%	-0.9804	-	
TOP 1%	0.9309	-0.9802	-

3.2. Empirical Results

The two main findings explored in this paper are two useful predictive measurements of financial instability. First, we detect periods in which the stock market is driven by few components, analysing the stock return variances with a rolling PCA. We find empirical evidence that during periods of economic downturn, more variance is explained by fewer components. Moreover, we find empirical evidence of stock return comovement (see Forbes and Rigobon, 2002; Connolly et al., 2007; Horvath and Poldauf, 2012) with the implementation of a rolling FA. We observe that in downward periods, the correlation among loading factors increases and fewer factors are able to explain more variance.

3.2.1 PCA Findings

To analyse the financial concentration, we look at the percentage explained by the first two components (hereafter PV2C) and the number of components that can explain 80% of the total variance (hereafter NoC80%). In the first case, we consider financial concentrations when the same number of components is able to explain more variance; the percentage increases over the periods. In the second case, the concentration is exhibited when the number of components decreases, i.e., when fewer components are able to explain the same percentage of variance (fixed at 80%).

To compare the PCA results with the S&P 500 price index, Figure 2 shows a plot of the NoC80% and S&P 500. As can be seen in the graph overall, when we observe a concentration in the number of components, the stock market exhibits a downturn. In total we have 4 periods in which we can observe downturns. These periods were characterized by financial instability due to political or economic events and the Lehman Brothers bankruptcy of 2008. The European sovereign debt crisis also provoked an increase in the percentage of explained variance between 2011 and 2012. Although the decrease in the number of components during the Lehman Brothers bankruptcy of 2008-2009 is surely predictive, the decrease in the number of components is not closely related to the size of the downturn.

Looking at the graph in Figure 2, the trend in the number of components seems to be highly predictive of financial downturns. In fact, when the number of components starts to decline, we observe that in a 9-month horizon (except for the third downward trend which seems not predictive), a stock downturn is observed. Stronger evidence of this can be found in Figure 3, in which we compare the NoC80% with the log-returns of the S&P 500 index.

Figure 2 – NoC80% and S&P 500 price index: 30/06/2001 – 28/03/2018

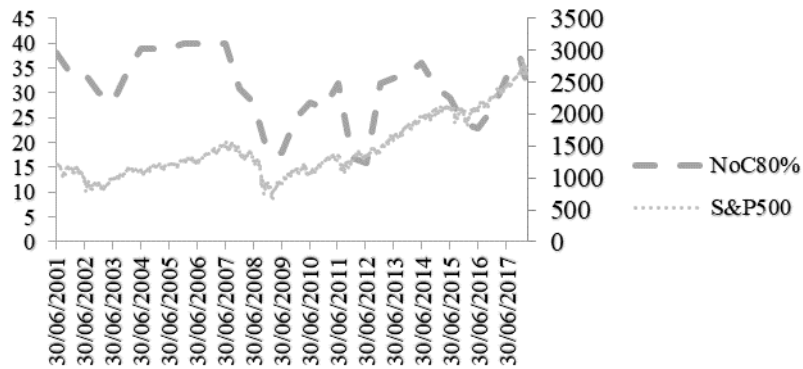
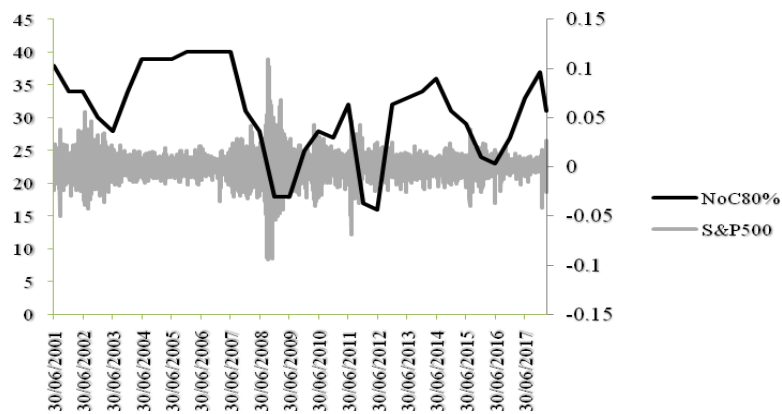


Figure 3 – NoC80% and S&P500 log-returns: 30/06/2001 – 28/03/2018



In general, clusters of returns are associated with periods of high volatility and are common during market downturns. When the NoC80% decreases, the range of returns increases by generating a cluster.

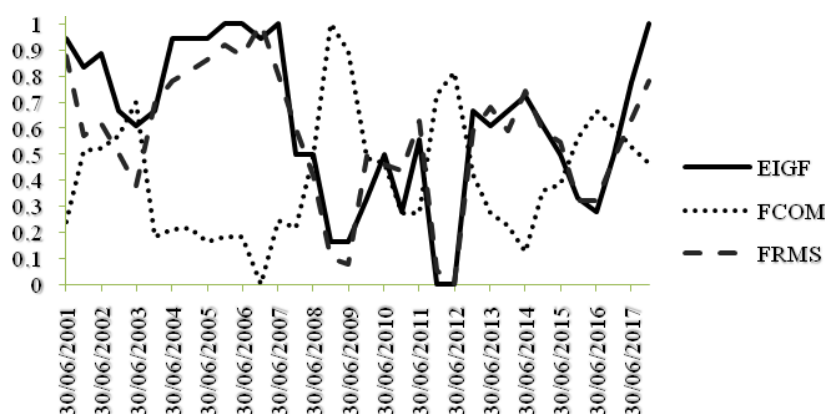
3.2.2 FA Findings

Evidence for stock return comovements can be found in FA. We look at the factors with eigenvalues greater than 1 (EIGF); the communality, i.e., the variance explained by loadings factors, (FCOM); and the root mean square error of the correlation matrix (FRMS). As explained previously, we perform the FA with a

rolling window of 252 trading days and a 126-day-ahead shift, so we have a total of 34 observations for each variable.

Looking at Figure 4, it is evident how the stock returns comove during periods of distress. In fact, we can see that when the number of loading factors decreases, the explained variance increases, and errors in the correlation matrix decrease. This means that stock returns tend to follow a common path, generating the so-called comovement during downturns. Furthermore, if we compare this graph with the results of the PCA, we see that EIGF and NoC80% fall in the same periods (i.e., when financial distress hit the US stock market).

Figure 4 – Factor Analysis results: 30/06/2001 – 28/03/2018



The trend of variables is not intuitive. In fact, we expect that when the number of factors decreases, the communality also decreases and the estimated correlation matrix should exhibit higher errors. However, the evidence shows the opposite behaviour, which can be seen as a further confirmation of the return comovement. Moreover, this behaviour may be a consequence of the so-called “Flight to Quality” (Brière et al., 2012), i.e., what describes the behaviour of investors during periods of financial distress. In fact, we expect that during these periods, investors tend to prefer more reliable assets. These assets may become the leading reference of investors and can drive the stock market.

Finally, the correlations in Table 4 confirm our results. As the table shows, we have an inverse relationship between EIGF and FCOM and a high positive correlation between EIGF and FRMS. This last result is the most counter-intuitive because, as discussed above, the opposite relationship is expected.

Table 4 – Correlation among FA variables

	EIGF	FCOM	FRMS
EIGF	-		
FCOM	-0.6964	-	
FRMS	0.9277	-0.8811	-

3.3. Connection between stock market and wealth condition

Now, our purpose is to connect the results obtained from the analyses performed above with the wealth indices taken from the World Wealth and Income Database for the US. In total we have 14 yearly observations for each datum concerning the US economy (as shown in Table 2), so we perform the PCA again for each year - from 2001 to 2014 - and we calculate the PV2C and NoC80% for the yearly interval.

Table 5 shows the correlation between the PCA results and the US wealth indices. As can be seen in the table, there is a high positive correlation between PV2C and the Gini Index. This means that when the stock market exhibits comovement (i.e., fewer components drive the market), the wealth inequality in the US economy tends to be higher. This data is confirmed if we look at the other two correlations. In fact, we can see that the PV2C is inversely correlated with the BOTTOM 90% and positive tied to the TOP 1%, so the inequality between the US population increases when a financial concentration appears in the stock market. As a robustness check, the NoC80% is inversely connected to PV2C, so it confirms the results described above (FA indicators show the same situation, we omit them).

Table 5 – Correlation among PCA variables and the US wealth indices

	GINI INDEX	BOTTOM 90%	TOP 1%	PV2C	NoC80%
GINI INDEX	-				
BOTTOM 90%	-0.9804	-			
TOP 1%	0.9309	-0.9802	-		
PV2C	0.7563	-0.6851	0.6072	-	
NoC80%	-0.705	0.628	-0.5486	-0.98	-

We check the robustness of the correlation matrix - between the Gini Index and the other variables - with regressions. We perform linear regression to check the significance and the sign of coefficients. All coefficients are found to be significant at 99% and the signs of the correlation matrix are confirmed (Table 6).

Table 6 – Linear regressions between Gini Index and other variables

Regression 1		Regression 2		Regression 3		Regression 4	
Variables	Gini Index	Variables	Gini Index	Variables	Gini Index	Variables	Gini Index
PV2C	0.185*** (0.002)	Bottom 90	-0.910*** (0.000)	Top 1	0.84222** * (0.000)	Bottom 90	-1.611*** (0.000)
Constant	0.771*** (0.000)	Constant	1.115*** (0.000)	Constant	0.54882** * (0.000)	Top 1	-0.697*** (0.002)
						Constant	1.568*** (0.000)
Obs.	14		14		14		14
F-value	0,002		0,000		0,000		0,000
R ²	0.572		0.961		0.867		0.984

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Due to the low number of observations, we perform a normality test as described by Royston (1991) and Balanger and D'Agostino (1990). This test requires a minimum number of observations, which is equal to 8. As can be seen in Table 7, for each regression we cannot reject the null hypothesis that the residuals are normally distributed; so the significance of the coefficients is confirmed.

Table 7 – Normality test for residuals

H ₀ : Normal distribution	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
Regression 1	14	0.8311	0.2820	1.35	0.5091
Regression 2	14	0.8808	0.3508	0.98	0.6125
Regression 3	14	0.1733	0.2905	3.48	0.1757
Regression 4	14	0.4910	0.5424	0.92	0.6299

4. Concluding remarks

Our empirical analysis confirms the existence of stock return comovement, especially during periods of financial distress. This can be seen mainly using factor analysis, where factors are created starting from the correlation matrix. As this analysis showed, when the number of loading factors decreases, the stocks in the market co-move in the same direction as proved by the increase in the communality and the reduction of errors in the estimated correlation matrix. This finding supports the so called “Flight to Quality” effect, i.e., during periods of financial distress, investors tend to invest in more reliable assets.

The use of PCA and FA on panel data allows for time series of indicators (i.e., PV2C, NoC80%) capable of predicting periods of financial distress. In fact, as

shown in the graphs, the number of components or factors tends to decrease when market downturns occur. By reducing the shift of the rolling window, we can have more timely signals but we also have to deal with noisier series.

Stock market comovement seems to be tied to the economic wealth conditions of the US population. As shown in the last tables, there is a high positive correlation between the so-called “financial concentration” – defined as the condition in which the stock market depends on a lower number of factors or components – and the wealth concentration measured with some well-known wealth indices.

References

- ADLER N., GOLANY B., 2001. Evaluation of deregulated airline networks using data envelopment analysis combined with principal component analysis with an application to Western Europe, *European Journal of Operational Research*, Vol. 132, pp. 260-273.
- BELANGER A., D’AGOSTINO R., 1990. A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality, *The American Statistician*, Vol. 44, No. 4, pp. 316-321.
- BRIÈRE M., CHAPELLE A., SZAFARZ A., 2012. No contagion, only globalization and flight to quality, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, pp. 1729-1744
- CONNOLLY R.A., STIVERS C., SUN L., 2007. Commonality in the time-variation of stock-stock and stock-bond return comovements, *Journal of Financial Markets*, Vol. 10, pp. 192-218.
- FORBES K., RIGOBON R., 2002. No Contagion, only interdependence: measuring stock market comovements, *The Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 2223-2261.
- HARMAN H.H., 1976. *Modern factor analysis* (3rd ed. revised). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- HORVATH R., POLDAUF P., 2012. International stock market comovements: What happened during the financial crisis?, *Global Economy Journal*, Vol. 12, No. 1, pp. 1-19.
- ROYSTON P., 1991. Estimating departure from normality, *Statistics in Medicine*, Vol. 10, No. 8, pp. 1283-1293.
- WOLFF E.N., 2016. Household wealth trends in the United States, 1962 to 2013: What happened over the Great Recession?, *Russell Sage Found. J. Soc. Sci.*, Vol. 2, No. 6, pp. 24-43.

SUMMARY

Stock return comovements and economic wealth conditions

The aim of this paper is to provide empirical evidence of stock return comovement and to find a connection with the main US wealth indices. The methodology used in this work is based on two analyses: principal component analysis and factor analysis. These analyses allow us to detect the number of components or factors that drive the stock market. We define the financial concentration as the condition in which the stock market index depends on a low number of factors or components. The panel analyses applied here allow us to develop time series indicators.

Our results show a high positive correlation between wealth indices and stock return comovements, highlighting the connection between the stock market and population well-being.

Francesco Maria CHELLI, Università Politecnica delle Marche, f.chelli@univpm.it

Francesca MARIANI, Università Politecnica delle Marche, f.mariani@univpm.it

Maria Cristina RECCHIONI, Università Politecnica delle Marche,
m.c.recchioni@staff.univpm.it

Andrea RIMONDI, Università Politecnica delle Marche,
a.rimondi@staff.univpm.it

TERRITORY, COMPETITIVENESS AND SUSTAINABLE GROWTH: THE CASE OF THE ITALIAN MEDIUM-SIZED MANUFACTURING FIRMS

Marco Pini

1. Introduction

Since the financial crisis, economic thinking has been paying increasing attention to well-being and sustainable development (Stiglitz *et al.*, 2009; European Commission, 2009; OECD 2011; United Nations, 2018; for Italy, see e.g. Rinaldi and Zelli, 2014; ISTAT Italian National Institute of Statistics, 2017). While many studies have addressed the matter at a macroeconomic level (for a literature survey, see, e.g., Bleys, 2012) or are based on territorial indicators (for Italy, e.g. Dallara and Rizzi, 2012; ISTAT, 2017), there are few microeconomic analyses on firms' behavior (ISTAT, 2018). For some time the literature has investigated firms' competitiveness with the finding that one of the key development factors is the relationship between the firm and the community where it operates: starting with Marshall's studies and – focusing on Italian industrial districts – with Becattini and other many scholars (e.g. Becattini, 1979, 1990, 2009; Becattini and Rullani, 1993; Brusco, 1994; Garofoli, 1994, Becchetti and Rossi, 2000). More recently, one firm-level study confirmed that the link with the territory in terms of culture-related production has positive effects on economic performance measured by export increases (Pini, 2017).

This paper examines whether the “territory”, i.e. “firm-territorial community” relationship, is a key factor in competitiveness from a sustainability point of view. We considered not only economic performance but also the behavior regarding environmental and social sustainability. The analysis exploited a survey conducted in 2017 on a sample of 500 Italian medium-sized manufacturing enterprises.

Overall the results provide evidence of a positive “territory effect” on the sustainable growth of an enterprise. The remainder of the paper is structured as follows. Section 2 presents the related literature. Section 3 illustrates the data and the empirical methodology. Section 4 presents the results. Section 5 contains a discussion of some of the policy implications.

2. Literature review

This paper is related to the role of the territory in relation to a firm's competitiveness seen from the point of view of sustainability providing a competitive edge. Marshall's pioneering studies regarding «industrial atmosphere» noted that industry is concentrated where there is cooperation, trusty networks and tacit knowledge, culture and tradition, few information asymmetries (Marshall, 1919, 1920). Thus, the territory becomes a single and inimitable space (Porter, 1990; Rullani, 1999).

Italian scholars have recognised that the territory – analyzed from the point of view of industrial districts – becomes a competitive element for SMEs (e.g. Becattini, 1979, 1990; Becattini and Rullani, 1993; Brusco, 1994; Garofoli, 1994; Becchetti and Rossi, 2000). International institutions (OECD, 2001; European Commission, 2005) have started to consider the territory as a form of capital, using the term «territorial capital». This concept has also been defined by Camagni (2009).

The importance of the territory has been highlighted by the concept of the «milieux innovateur» which underlines two important features of the local dimension: *geographical proximity* and *socio-cultural proximity* (Aydalot 1986; Camagni 1991; Ratti *et al.*, 1997; Camagni, Capello, 2002). This latter dimension means shared behavior models, trust, common moral codes, from which social capital develops. Indeed, social capital is powered by relationships between the actors living in the community (Colemann, 1988; Putnam, 1993; Fukuyama, 2000); thus it is strongly connected to relational capital (Camagni, 1999; Camagni and Capello, 2002; Migheli, 2011). The community is formed when all actors pursue the common good, promoting an ethical and sustainable development beyond the pure market rules (Courlet, 2003; Mastroberardino *et al.*, 2012) based solely on profit¹.

According to Becattini (1989, 2007) the “firm-community” relationship is the key factor in competitiveness. Recently, firm-level studies in Italy found that firms linked to the territory are more competitive on foreign markets (Pini, 2017), together with those based on CSR principles and relational capital (Ferri *et al.*, 2017).

¹ In this respect, Freeman (1984) highlighted the importance of the well-being maximization - the main asset of the Corporate Social Responsibility - instead of the profit maximization. Edelman (2012) underlined that in many advanced countries the majority of the population does not agree with the concept that the firms must only pursue the profit: especially in Italy, Germany, Spain and France

3. Data and empirical strategy

3.1. Data

The main data source was a survey carried out by Unioncamere (the Italian Union of Chambers of Commerce) in early 2017. The data refer to a statistically representative sample of 500 Italian medium-sized manufacturing firms (50-499 employees with a turnover of between 15 million and 330 million euros). The reference universe amounts to 3,376 enterprises. The firms in the sample represent 15% of the universe in terms of both population and employees. The dataset was enriched with balance sheet data through a record linkage with AIDA data source.

3.2. Measurements

3.2.1 Sustainable Growth

The literature has increasingly investigated competitiveness from the sustainable development point of view: not only of economic growth but also value creation for enterprises, shareholders and customers; capacity to generate employment levels on a sustainable basis; ensuring the long-term growth of living standards and prosperity for people; and resource efficiency through green technologies (OECD, 2010; see also e.g. Audronė Balkyte and Tvaronavičiene, 2010). All these issues belonging to Corporate Social Responsibility (CSR) (Freeman, 1984) involving also the relationships between “firm-local community-common goods” (Bruni and Zamagni, 2015; Venturi and Zandonai, 2016). ISTAT (2018) analyzed sustainable development considering several factors at the firm level: social effects of business activities; stakeholder value creation; supply-chain value; environmental impact reduction and circular economy; and long-term vision.

In line with this framework, we constructed the variable «sustainable growth» (*Sustainable growth_I*) which captures a firm’s behavior related to economic growth connected to non-profit maximization, environmental and social sustainability. It consists in a dummy variable that takes a value 1 if the firm has an increased turnover without reducing employment (with reference to the entire 3-year period 2015-2017), invests in environmental efficiency and is engaged in non-profit activities (namely it directly creates or contributes to non-profit activities). In order to check for robustness, we constructed a second variable measuring sustainable development which indicates whether a firm registers an increased turnover (for the same period above specified) and states socio-economic wealth and environmental sustainability among its business missions rather than profit maximization (*Sustainable growth_II*).

3.2.1 Firms' connection with the territory

To define the territory as an indicator we used firms' answers to two questions in the survey: «Why does your company not delocalize production abroad?». The second question, with reference to firms that have relationships with other firms, universities, etc. is «Where is the location of the entities with whom the company has a relationship?». This second question aims to strengthen the concept of relational capital within the community. We constructed a dummy variable (*Territory*) taking the value 1 if the firm answers «Connection with the firms and the community where the company operates» to the first question² or «In proximity to the company (province, district area)» to the second question. To check for robustness, we used another dummy variable (*Delocalization*) with the opposite meaning in terms of the firm investing in factories abroad, as a proxy of the delocalization process.

3.2.3 Other variables

We discuss other independent variables included in the regressions. To account for the fact that a business group may affect the firm's performance (see, e.g., Carney *et al.*, 2011), we added a control for belonging to a business group (*Business group*). To capture the impact of quality on competitiveness (more recently, Costa and Lucchetti, 2015), we included a variable (*Quality*) indicating whether the firm recognizes the quality of goods produced as its competitive advantage rather than low prices policies. Moreover, we included two dummy variables: the first one if the firm exports (*Export*); the second one, which is more specific and related to the local culture of production, if the firm is competitive in foreign markets thanks to being *Made in Italy* (according to the firm's statement) (*Export Made in Italy*).

We also included a binary variable if the firm is innovative (*Process innovation*) given that the relationship between these two indicators has long been studied (see, e.g., Hashi and Stojčić, 2013). In the light of recent thinking and analyses on the relationships between competitiveness, sustainable-inclusive development and productivity (ISTAT, 2018), we included labor productivity using the added value per employee (*Log(Productivity)*). Many scholars have underlined that human capital is a driver of a firm's performance (for a review see Marimuth *et al.*, 2009). We thus inserted a dummy variable (*Skill*) for whether the firm runs

² We precise that the questionnaire faces many reasons regarding the no-delocalization choice: the lack of financial resources or excessive expenses for moving; the lack of information related to regulation in the foreign country; too little business size; past negative experiences, etc.

training courses for employees. Finally, we also controlled for age, location (three area fixed effects: north-west; north-east; south), size (using logarithm of total asset), and economic sector (three sectors fixed effects: food; personal goods; mechanical).

3.3. Empirical model

To analyze the “territory effect” on sustainable growth, we used a probit model since the dependent variable is binary taking only values of 1 and 0.

$$P(Y_i = 1|T_i, S_i) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 S_i) \quad (1)$$

where Y_i represents the probability that firm i records sustainable growth, namely increased turnover without reducing employment, making green investments and engaging in non-profit activities (*Sustainable growth_I*) (Model 1, 3, 4). In the robustness check (Model 2) Y_i represents the probability that firm i records an increased turnover with socio-economic wealth and the environmental sustainability among its tasks (*Sustainable growth_II*). Φ is a standard normal cumulative function. The independent variables include: T_i measures the “territory factor” (a binary variable that equals one if the firm has connections with the local community (*Territory*)); S_i a vector including the other independent variables. All variables are binary except for productivity, total asset and age. Stata version 13 was used for all the estimates.

3.4 Summary statistics

More than three-quarters of the firms are located in the north of Italy (north-west 41% and north-east 38%). The firms are largely concentrated in the mechanical sector (38.0%), in comparison to personal goods and food (21.2% and 14.2%, respectively). Around 20% of firms reported as having a connection with the territorial community where they operate; while 10.8% of firms invested in factories abroad. Finally, regarding the dependent variables, around 10% of firms achieve sustainable growth (according to both measurements). Process innovation and export are activities widely used (respectively 65% and 90%). A large part of the firms invests in improving skills through training courses (44.4%).

Correlation coefficients between the main independent variables are very low (ranging from -0.045 and 0.153) indicating that multicollinearity is not a major issue (because of space constraints we don't report the tables of summary statistics and correlation matrix; however, they are available upon request).

4. Results

Table 1 reports the results. Controlling for various characteristics of the firms, a positive relationship was found between the territory and sustainable development. The interlinking between the firm and the territorial community (*Territory*) has a positive and significant effect ($p < 0.1$) on sustainable growth (according to the first measurement *Sustainable growth_I*) with a marginal effect of 4.9% (Model 1). This outcome is confirmed by the robustness check using the second measurement of sustainable growth (*Sustainable growth_II*) as the dependent variable (Model 2). Also in this second case, the coefficient of *Territory* variable is positive with the same significant level ($p < 0.1$), associated with a marginal effect of 3.8%. These findings are strengthened by the fact that the production delocalization (*Delocalization*) does not significantly influence the sustainable growth in either of the two models (1 and 2).

The importance of the “firm-territory” relationship is confirmed by the findings regarding the analysis on internationalization. Overall the exporter status (*Export*) does not affect the probability of recording sustainable growth (Models 1-2). Only when the firm exports and it is linked to the community (*Territory*Export*) it is more likely to achieve sustainability development (the probability increases by 4.9%, $p < 0.1$) (Model 3). These outcomes support the idea that a territory-related production is a key competitiveness factor. This conjecture is confirmed by the fact that being a firm that exports with a focus on Made in Italy-related production appears to increase (marginal effect 7.0%; $p < 0.05$) the likelihood of achieving sustainable growth (Model 4).

Other factors that were found to positively influence sustainability development are the quality production and human capital. These are statistically significant at 1% (positive coefficient) in almost all models. Process innovation³ also positively affects sustainable growth as well as the labor productivity level ($p < 0.05$ except in model 2).

These outcomes support the idea that sustainable growth involves social factors – relational capital and CSR principles – as well as economic factors such as innovation and technological investments. In fact, today customers are increasingly focusing on many aspects related to the place and methods of production that respect ethical values and the environment.

³ We tested product innovation as well, without finding significance results. Even for this reason we chose to include in the models only the process innovation.

5. Conclusions

In the light of recent economic thinking regarding the need for new growth models based on respect for social and environmental values, this paper investigated the role of the territory – in terms of the “firm-territorial community” relationship – in sustainable development. The literature suggests that territory is a key factor for competitiveness, which in the past has been analyzed more from an economic rather than a sustainability point of view.

We found that firms linked to the community are more likely to achieve sustainable growth. This finding was shown to be robust by using different measurements of sustainable growth as well as different proxy variables regarding the “territory factor”. The results also highlight that innovation, quality and skills are other important determinants.

Policy implications thus relate to the importance of place-based (micro-territorial) policies (Dileo and Losurdo, 2011), in order to sustain the «territorial capital». This means encouraging, in each area, the formation of an efficient socio-economic system where firms are strongly connected with the local area. Connection in terms of: local culture-related production based on know-how and quality production thanks also to innovation activities; relationships between the firm and the local actors such as other firms, non-profit organizations, employees and families, following CSR principles.

Policies should thus concentrate on protecting Italian production, by: strengthening quality, territorial and CSR certifications; promoting profit/non-profit relationships; and supporting firms’ competitiveness.

Future research could be developed in several directions. First of all, caution is needed in interpreting the cross sectional analysis with reference to cause-effect mechanisms. An analysis based on firm panel data might be useful. Moreover, the fact that we only focused on medium-sized enterprises and on one specific sector (manufacturing) underlines the need to test the “territory effect” on sustainable growth for a wider sample. Having a larger sample would be useful in order to pinpoint any differences between different sectors as well as between different business’ sizes in Italy. Finally, the measurement of sustainable growth at a firm level adopted in this study could appear subject, even though in reality there is still no full agreement on this topic.

Appendix

Table 1 – Results.

	SG_I (1)	SG_II (2)	SG_I (3)	SG_I (4)
Territory	0.049* (0.028)	0.038* (0.022)		
Delocalization	0.037 (0.035)	0.019 (0.030)	0.035 (0.035)	0.037 (0.035)
Process innovation	0.066** (0.028)	0.022 (0.022)	0.062** (0.028)	0.059** (0.028)
Log(Productivity)	0.077** (0.034)	0.022 (0.028)	0.076** (0.034)	0.082** (0.035)
Quality	0.122*** (0.031)	0.040* (0.025)	0.118*** (0.030)	0.115*** (0.030)
Human capital	0.069*** (0.024)	0.040** (0.020)	0.071*** (0.024)	0.072*** (0.024)
Export	-0.034 (0.042)	0.022 (0.040)		
Territory*Export			0.049* (0.029)	
Export Made in Italy				0.070** (0.032)
Pseudo R ²	0.151	0.098	0.149	0.154
No. Obs	500	500	500	500

*Note: (a) SG=Sustainable growth; (b) Because of space constraints the table reports only the coefficients of the main variables. Non-reported controls include: firm age; business group dummy; size (logarithm of asset), location and economic sector fixed effects. (c) Dependent variable is reported in the title of the column. (d) The table reports regressions marginal effects. (e) *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.10$.*

Acknowledgements

I am grateful to Alessandro Rinaldi for his useful input over the last few years regarding the role of the territory in connection to firms' behavior for socio-economic development.

Disclaimer

The views expressed in the article are those of the author and not of the institution he is affiliated with.

References

- AYDALOT P.H. (Ed) 1986. *Milieux Innovateurs en Europe*. Paris: GREMI.
- BALKYTE A., TVARONAVIČIENE M. 2010. Perception of competitiveness in the context of sustainable development: facets of “sustainable competitiveness”, *Journal of business economics and management*, Vol. 11, No. 2, pp. 341-365.
- BECATTINI G. 2009. *Ritorno al territorio*. Collana della Fondazione Edison. Bologna: Il Mulino.
- BECATTINI G. 2007. *Il Calabrone Italia. Ricerche e Ragionamenti sulla Peculiarità Economica Italiana*, Bologna: Il Mulino.
- BECATTINI G. 1990. The Industrial District as a Socio-economic Notion. In PIKE F., BECATTINI G., SENGERBERGER W. (Eds), *Industrial Districts and Inter-firms Cooperation in Italy*. Geneva: International Institute for Labour Studies, pp. 37-51.
- BECATTINI G. 1989. Riflessioni sul distretto industriale marshalliano come concetto socio-economico, *Stato e Mercato*, No. 25, pp. 111-128.
- BECATTINI G. 1979. Dal settore industriale al distretto industriale. Alcune considerazioni sull'unità di indagine dell'economia industriale, *Economia e Politica Industriale*, No. 1, pp. 7-21.
- BECATTINI G., RULLANI E. 1993. Sistema locale e mercato globale, *Economia e Politica Industriale*, Vol. 80, pp. 25-48.
- BECCHETTI L., ROSSI S.P.S. 2000. The Positive Effect of Industrial District on the Export Performance of Italian Firms, *Review of Industrial Organisation*, Vol. 16, No. 1, pp. 53-68.
- BLEYS B. 2012. Beyond GDP: Classifying alternative measures for progress, *Social Indicators Research*, Vol. 109, No. 3, pp. 355-376.
- BRUNI L., ZAMAGNI S. 2015. *L'economia civile*. Bologna: Il Mulino.
- BRUSCO S. 1994. Sistemi globali e sistemi locali, *Economia e Politica Industriale*, Vol. 84, pp. 63-75.
- CAMAGNI R. 1991. Technological Change, Uncertainty and Innovation Networks: Towards a Dynamic Theory of Economic Space. In BOYCE D.E., NIJKAMP P., SHEFER D. (Eds), *Regional Science*. Berlin: Springer-Verlag, pp. 211-249.
- CAMAGNI R. 1991. Technological Change, Uncertainty and Innovation Networks: Towards a Dinamic Theory of Economic Space. *Regional Science*, pp. 211-249.
- CAMAGNI R. 1999. The City as a Milieu: Applying GREMI's Approach to Urban Evolution, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, No. 3, pp. 591-606.
- CAMAGNI R. 2009. Per un concetto di capitale territoriale. In BORRI D., FERLAINO F. (Eds), *Crescita e sviluppo regionale: strumenti, sistemi, azioni*.

- Collana dell'Associazione Italiana di Scienze Regionali (AISRe). Milano: Franco Angeli, pp. 66-90.
- CAMAGNI R., CAPELLO R. (Eds) 2002. *Apprendimento collettivo e competitività territoriale*. Milano: Franco Angeli.
- CARNEY M., GEDAJLOVIC E.R., HEUGENS P.P., VAN ESSEN M., VAN OOSTERHOUT J. 2011. Business group affiliation, performance, context, and strategy: A meta-analysis. *Academy of Management Journal*, Vol. 54, No. 3, pp. 437-460
- COLEMAN J.S. 1988. Social Capital in the Creation of Human Capital, *The American Journal of Sociology*, Vol. 94 Supplement, pp. S95-S120.
- COSTA S., LUCHETTI F. 2015. Export, strategies and performance: the Made in Italy during the 2011-2013 crisis, *Istat Working Papers*, No. 20.
- COURLET C. 2003. Il territorio come componente permanente dello sviluppo. In GAROFOLI G. (Ed), *Impresa e territorio*, Istituto G. Tagliacarne, Bologna: Il Mulino, pp. 573-582.
- DALLARA A., RIZZI P. 2012. Geographic map of sustainability in Italian local systems, *Regional Studies*, Vol. 46, No. 3, pp. 321-337.
- DILEO I., LOSURDO F. 2011. Processi cumulativi e politica industriale in una visione di Nuova Geografia Economica, *L'industria - Rivista di economia e politica industriale*, XXXII, No. 3, pp. 455-468.
- EDELMAN. 2012. *2011 Edelman Trust Barometer*. <http://www.edelman.com>.
- EUROPEAN COMMISSION 2009. *GDP and beyond. Measuring progress in a changing world*, Communication from the Commission to the Council and the European Parliament: COM(2009) 433, Brussels.
- EUROPEAN COMMISSION 2005. *Territorial State and Perspective of the European Union: Scoping Document and Summary of Political Messages*. Brussels: European Commission.
- FERRI G., PINI M., RINALDI A. 2017. La competitività è maggiore per le imprese coesive: sogno o realtà?, *Impresa sociale*, No. 10, pp. 30-50.
- FREEMAN R.E. 1984. *Strategic Management*, Cambridge: Cambridge University Press.
- FUKUYAMA F. 2000. *Social Capital and Civil Society*. IMF Working Paper No. 74.
- GAROFOLI G. 1994. *Modelli locali di sviluppo*. Milano: Franco Angeli.
- HASHI I., STOJČIĆ N. 2013. The impact of innovation activities on firm performance using a multi-stage model: Evidence from the Community Innovation Survey 4, *Research Policy*, Vol. 42, No. 2, pp. 353-366.
- ISTAT. 2018. *Rapporto sulla competitività dei settori produttivi*. Roma: Istituto Nazionale di Statistica.
- ISTAT. 2017. *Rapporto BES 2017*. Roma. Istituto Nazionale di Statistica.

- MARIMUTHU M., AROKIASAMY L., ISMAIL M. 2009. Human capital development and its impact on firm performance: Evidence from developmental economics, *Journal of international social research*, Vol. 2, No. 8, pp. 60-67.
- MARSHALL A. 1919. *Industry and Trade. A Study of Industrial Technique and Business Organization; and of their Influence on the Conditions of Various Classes and Nations*. London: Macmillan.
- MARSHALL A. 1920. *Principles of economics*. London: Macmillan.
- MASTROBERARDINO P. CALABRESE G., CORTESE F. 2012. La vocazione territoriale come mito razionalizzante. XXIV Convegno annuale di Sinergie, *Il territorio come giacimento di vitalità per l'impresa*, 18-19 ottobre 2012, Lecce.
- MIGHELI M. 2011. Capabilities and Functionings: The Role of Social Capital for Accessing New Capabilities, *Review of Political Economy*, Vol. 23, No. 1, pp. 133-142.
- OECD. 2011. *How's life? Measuring well-being*. Paris: OECD Publishing
- OECD. 2010. *Economic Policy Reforms: Going for Growth 2010*. Paris: OECD Publishing
- OECD. 2001. *OECD Territorial Outlook*. Paris: OECD Publishings.
- PINI M. 2017. L'effetto territorio sulla competitività internazionale e sulla sostenibilità sociale dell'economia: un'analisi sulle piccole e medie imprese manifatturiere italiane, *L'Industria - Rivista di economia e politica industriale*, XXXVIII, No. 2, pp. 171-199.
- PORTER M.E. 1990. *The Competitive Advantage of Nations*. New York: Macmillan.
- PUTNAM R.D. 1993. *Making Democracy Work. Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- RATTI R., BRAMANTI A., GORDON R. (Eds) 1997. *The Dynamics of Innovative Regions*, Aldershot (UK): Ashgate Publishing.
- RINALDI A., ZELLI R. 2014. *Misurare il benessere*. Roma: Donzelli.
- RULLANI E. 1999. L'impresa e il suo territorio: strategie di globalizzazione e radicamento territoriale, *Sinergie*, No. 49, pp. 25-31.
- STIGLITZ J.E., SEN A., FITOUSSI J.P. 2009. *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*.
- UNITED NATIONS 2018. *Sustainable Development Goals Report 2016*. New York: United Nations
- VENTURI P., ZANDONAI F. 2016. *Imprese ibride. Modelli di innovazione sociale per rigenerare valore*. Milano: Egea.

SUMMARY

Territory, Competitiveness and Sustainable Growth: The Case of the Italian Medium-Sized Manufacturing Firms

The territory has been recognised as a type of capital in which people set up a community where tradition, culture, competencies create an industrial atmosphere, i.e. the relationship between territory, competitiveness and social cohesion thanks to solidarity, trust, quality production, and cooperation. Recently, as part of the long tradition of studies on industrial districts, there have been a few empirical analyses at the firm level on territorial capital in relation to the sustainable development.

The aim of this paper is to examine whether the “territory” affects firm’s sustainable growth by answering this question: do firms that are more linked to the territory where they operate, show a better economic sustainable performance?

The analysis was based on a sample of 500 Italian medium-sized manufacturing enterprises (statistically representative of the reference universe of 3,376 units) using probit models.

The results suggest that firms that have a strong connection to the territorial community and cooperate with local actors (other firms, non-profit institutions, stakeholders, etc.) have a higher probability of achieving sustainable growth. This last indicator was measured by a combination of all three of the following achievements: positive economic results (increase in turnover); environmental protection (green investments); positive social impact (no reduction in employees, contribution to non-profit activities).

We also carried out robustness checks. The results confirm the positive and significant relationship between the territory and sustainable economic growth. Finally, the policy implications are discussed.

TRA LAVORO E FAMIGLIA ANALISI DELLA RELAZIONE TRA TEMPO DEDICATO AL LAVORO E PRIMA UNIONE IN ITALIA

Alessandra Minello, Valentina Tocchioni

1. Introduzione

La convivenza ha avuto nei passati decenni una crescente espansione, diventando una scelta sempre più diffusa per le coppie europee (Perelli-Harris et al., 2014; Vignoli et al., 2014). In Italia, dove la Chiesa cattolica è ancora fortemente influente, la diffusione di comportamenti secolarizzati, tra cui anche la convivenza, è stata inizialmente rallentata. A partire dall'inizio degli anni 2000, però, la sua diffusione è andata costantemente aumentando (Pirani e Vignoli, 2016). Ciononostante, nel nostro Paese il matrimonio ha ancora un grande significato simbolico per tradizione e religione (Vignoli e Salvini, 2014), ed offre maggiori diritti e doveri legali al coniuge in caso di separazione, rimanendo legato a doppio filo alle scelte del lavoro femminile all'interno della coppia. Le donne sposate, infatti, tendono a non lavorare o a dedicare meno ore al lavoro retribuito, mentre le conviventi sono maggiormente coinvolte nel mercato del lavoro, dimostrando un minor attaccamento alla tradizionale divisione di genere dei ruoli (Bianchi et al., 2014). Poco sappiamo sia a livello nazionale sia internazionale di quanto questo diverso posizionamento nel mercato del lavoro preceda l'entrata in unione e se ad essa sia collegata.

In questo articolo esploreremo il legame tra lavoro femminile, declinato sulla base del carico lavorativo part-time o full-time, ed entrata in unione. La distinzione tra donne che lavorano e donne che non lavorano è netta. Lo è nell'uso del tempo, nella possibilità di avere proprie risorse economiche, nella definizione delle priorità quotidiane. Fra le donne che lavorano, occuparsi dell'uso del tempo è essenziale: coesistono, infatti, diverse divisioni del tempo lavorativo e di cura, e quindi diversi modi di risolvere il conflitto lavoro-famiglia (Kahn et al., 1964). Alcune decidono di investire molto nella carriera lavorativa, altre di bilanciare il tempo da dedicare al lavoro e quello da dedicare a sé stesse e alla famiglia. Il part-time è stato studiato raramente nella realtà italiana, perché il nostro paese si caratterizza per bassi livelli di diffusione di questo tipo di contratto, sebbene sia in crescita (32,4% delle donne lavoratrici nel 2016, a fronte del 10% delle lavoratrici nel 1993, dati Eurostat).

Poco sappiamo, invece, di quante donne scelgano volontariamente il part-time e di quanto questa scelta influisca sull'entrata in unione.

In tale lavoro, estenderemo una precedente ricerca sulla relazione fra il lavoro femminile e l'entrata in unione in Italia presentato in Vignoli e colleghi (2016), analizzando il ruolo del lavoro part-time o full-time e dei cambiamenti intergenerazionali che hanno interessato il legame fra attività non lavorativa, attività lavorativa in termini di carico lavorativo e prima unione. Inoltre, differenzieremo il lavoro part-time in scelta volontaria da parte della lavoratrice, e part-time involontario, ovvero imposto dal datore di lavoro. Solitamente la letteratura si focalizza sulle scelte lavorative delle donne *dopo* l'entrata in unione, ed in particolare in relazione alla nascita di un figlio. Noi vedremo se esiste un effetto anticipatorio, ovvero se la carriera lavorativa (e non lavorativa) *prima* dell'entrata in unione abbia un legame con il tipo di unione scelta. Infine, viste le differenze che tuttora permangono fra matrimonio e convivenza, guarderemo all'influenza tra lavoro femminile ed entrata nella prima unione separatamente per i due tipi di relazione.

2. Teoria e ipotesi di ricerca

Dalla letteratura internazionale emerge che non ci sono differenze tra part-time e tempo pieno per l'ingresso nella convivenza, ma maggiori possibilità di matrimonio e primo figlio per coloro che lavorano part-time (Liefbroer e Corijn, 1999 per l'Olanda). Queste dinamiche si spiegano attraverso i minori costi-opportunità nel combinare il tempo tra famiglia e lavoro quando la scelta ricade sul part-time. Il part-time viene dunque scelto dalle donne che vogliono conciliare vita familiare e vita lavorativa senza troppe rinunce nella sfera familiare.

La questione del tempo è quindi centrale. In uno studio recente, Bianchi e colleghi (2014) hanno proposto un'analisi dell'uso del tempo nelle coppie sposate e conviventi italiane che ci dà un indirizzo teorico. Da questo studio emerge che le donne che convivono hanno maggiori probabilità di essere occupate rispetto alle donne sposate e tendono a trascorrere più tempo nel lavoro retribuito. Dopo l'entrata in unione, quindi le donne conviventi lavorano più ore che quelle sposate. Le teorie che spiegano questo risultato sono due.

La prima sostiene che le donne tendano ad investire maggiormente nel lavoro non retribuito (dunque a dedicare meno tempo al lavoro retribuito) nelle unioni matrimoniali perché in caso di scioglimento dell'unione avrebbero comunque diritto a più benefici economici (ad esempio, in Italia, il diritto di rimanere nell'abitazione familiare dopo lo scioglimento del matrimonio). Le donne sposate, quindi, riducono il tempo dedicato al lavoro retribuito per dedicarne di più ai lavori domestici e alla cura della famiglia (Gershuny et al. 2005). Queste donne opereranno

per il part-time che è pagato meno in totale e per reddito orario (McGinnity e McManus, 2007), dà meno sicurezza e opportunità di mobilità verso l'alto (Bardasi e Gornick, 2008), fornisce meno benefits (Connolly e Gregory, 2008).

La seconda teoria è legata ad una divisione di genere dei ruoli: le dinamiche di genere sono diverse a seconda che si osservino le coppie conviventi e quelle sposate. Barg e Beblo (2010), ad esempio, mostrano che le donne sposate non solo hanno più probabilità delle donne che convivono di non essere occupate ma hanno anche meno probabilità di essere occupate a tempo pieno. Determinante sarebbe la minor disparità di genere nelle coppie conviventi rispetto a quelle sposate: le donne sposate si attengono maggiormente alla divisione tradizionale dei ruoli, mentre le conviventi ne sono meno affette in quanto componenti di un'unione meno regolamentata. A contribuire a questa divisione sarebbe anche la durata (o aspettativa di durata) della relazione: essendo il matrimonio un'istituzione che si suppone indissolubile, la divisione dei ruoli sarà più marcata che nella convivenza, che è più predisposta ad interruzioni. Mentre per alcuni autori il part-time diventerebbe quindi un vincolo, una conseguenza dei limiti strutturali della società e dell'incompatibilità tra vita familiare e lavorativa (Gash 2008; Walters 2005), quindi l'unico modo possibile per risolvere il conflitto di tempo tra famiglia-lavoro; per altri autori, diventa invece una preferenza, un punto di equilibrio tra le due sfere di vita (Blossfeld e Hakim 1997; Hakim 2000).

Alla luce di queste teorie, abbiamo formulato due ipotesi circa la relazione fra attività lavorativa (e non) e l'entrata in unione:

1a. La scelta del lavoro-non lavoro e del tipo di lavoro (full-time vs part-time) incide sull'entrata in unione.

In particolare, ci attendiamo due dinamiche diverse:

1b. Le donne che *scelgono volontariamente* il lavoro part-time saranno più inclini a sposarsi, mentre le donne che lavorano full-time, saranno più inclini a convivere.

Per il part time non volontario è difficile formulare un'ipotesi, sulla base di queste teorie. Ciò che sappiamo è che non è una scelta dettata da una specifica attitudine alla divisione del tempo tra famiglia e lavoro, ma dalle condizioni del mercato del lavoro stesso.

Studi precedenti mostrano che la crescente partecipazione femminile al mercato del lavoro e la conseguente indipendenza economica delle donne abbiano portato ad una minore convenienza del matrimonio negli anni più recenti soprattutto tra le più giovani (Salvini e Vignoli, 2014). Il calo dei matrimoni in Italia, che dipende solo in parte dai cambiamenti strutturali nella composizione della popolazione, dura ormai da decenni, raggiungendo il culmine negli ultimi anni: tra il 2008 e il 2014, i matrimoni sono diminuiti in media al ritmo di quasi 10.000 all'anno (ISTAT 2015).

La crescente partecipazione femminile al mercato del lavoro e il conseguente aumento delle coppie a doppio reddito (Vignoli et al. 2012), assieme ai mutamenti intervenuti nel mercato del lavoro negli ultimi decenni, quali la deregolamentazione e flessibilizzazione dei contratti di lavoro, potrebbero aver modificato la relazione lavoro-non lavoro e unione, specialmente per le generazioni più giovani. Ad esempio, ciò potrebbe avere influito sulle non lavoratrici, selezionando e restringendo tale universo rispetto al passato.

La nostra ipotesi è che, a fronte di tutti questi cambiamenti, anche:

2. La relazione tra lavoro full-time e convivenza e lavoro part-time e matrimonio si sia indebolita per le generazioni più giovani.

Infine, poiché siamo interessate ad indagare la relazione fra la posizione lavorativa delle donne e l'entrata in unione, nel presente lavoro ci concentreremo sulla *prima* unione, declinata come già menzionato in termini di convivenza o matrimonio.

3. Dati e metodi

I dati qui utilizzati provengono dall'Indagine Multiscopo Famiglie e Soggetti Sociali (FSS), condotta dall'Istat nel novembre 2009 su un campione di circa 24.000 famiglie, corrispondenti a circa 50.000 individui di tutte le età, ed un tasso di risposta pari all'80%. Il campione analitico è formato da 9.972 donne di 25-59 anni di età, nate fra il 1950 e il 1984; fra di esse, 8.179 entrano in unione, di cui 6.837 in matrimonio e 1.342 in convivenza (pari al 16,4% di coloro che entrano in unione).

Potendo disporre di una cronologia degli eventi in tempo continuo, il metodo di analisi scelto è un modello di sopravvivenza per la transizione verso la prima unione (eterosessuale) delle donne¹. Abbiamo costruito modelli separati per ciascun tipo di unione indagata, in modo da poter cogliere l'effetto delle diverse covariate in base al tipo di relazione. La durata di base è il tempo trascorso dall'età di 15 anni al primo matrimonio o alla prima convivenza, in base al tipo di relazione in esame. Le donne che non sperimentano l'evento sono censurate al momento dell'intervista o a 55 anni d'età², in base alla condizione che si verifica per prima; oppure sono censurate alla formazione della prima unione se non in esame (ad esempio, sono censurate al primo matrimonio, se l'interesse è volto a studiare la transizione alla prima convivenza, e viceversa). Il rischio di base presenta una specificazione costante a tratti variabile nel tempo, con intervalli costanti ogni tre

¹ Di seguito, anche se non espressamente specificato si tratta sempre del primo matrimonio o prima convivenza.

² L'età limite per lo studio alla transizione alla prima unione è stata fissata a 55 anni di età perché seppure non vi siano limiti teorici all'entrata in unione, non vi sono donne nel campione che sperimentino tale evento dopo i 52 anni di età.

anni dall'età di 15 anni fino ai 42 anni di età, e quindi un singolo intervallo dopo i 42 anni, quando il rischio di entrare in unione è molto basso e praticamente costante.

La variabile esplicativa chiave - tempo dipendente - è la situazione lavorativa combinata con il tipo di occupazione, classificata in “non occupazione”, “lavoro full-time”, “lavoro part-time volontario”, “lavoro part-time involontario”. L'introduzione di questa variabile così formulata è un'assoluta novità per lo studio del caso italiano. Inoltre, abbiamo incluso nei modelli una serie di potenziali fattori confondenti riguardanti le caratteristiche socio-demografiche ed economiche delle donne. Queste includono la coorte di nascita (ripartita in tre categorie: “1950-1959”, “1960-1969”, “1970-1984”), la tipologia di contratto³ (che comprende: “lavoro a tempo indeterminato”, “lavoro autonomo”, “lavoro a tempo determinato/lavoro atipico”), il livello di istruzione più elevato conseguito (costruita come tempo dipendente e raggruppata in “al più titolo d'istruzione secondaria inferiore”, “istruzione secondaria superiore”, “istruzione terziaria”). Vengono inoltre inserite nel modello: se la rispondente sta ancora studiando, la macroarea di residenza (divisa in tre categorie: “Nord”, “Centro” e “Sud/Isole”), se almeno uno dei genitori ha/aveva un titolo di studio pari almeno al diploma di scuola secondaria superiore, e infine se la madre della rispondente lavorava quando quest'ultima aveva 14 anni d'età⁴.

Per verificare la prima ipotesi di ricerca, proponiamo due modelli di sopravvivenza (Modelli M1): il primo per la transizione al primo matrimonio, il secondo per la transizione alla convivenza. In tal modo, siamo in grado di cogliere l'effetto del non lavoro, del lavoro part-time (volontario, involontario) o full-time nei due diversi tipi di unione, al netto dei confondenti. Per riscontrare la rispondenza empirica della seconda ipotesi di ricerca, abbiamo due modelli di sopravvivenza (Modelli M2), per la transizione al primo matrimonio e alla prima convivenza, rispettivamente, in cui aggiungiamo un termine di interazione fra il tipo di occupazione e la coorte di nascita: così facendo, siamo in grado di verificare se l'associazione tra non lavoro, lavoro part-time/full-time e tipo di relazione sia cambiata per le varie generazioni. Presentiamo e descriviamo i risultati dei modelli separati, consapevoli che risultati comparativi vanno valutati con cautela (eg. Mood, 2010).

³ Per le 763 lavoratrici autonome incluse nel campione, le categorie di lavoro a tempo pieno o parziale sono soggettive e non determinate da un contratto di lavoro. Effettuando un robustness check e stimando i medesimi modelli escludendo tali lavoratrici dalle analisi, i risultati restano invariati.

⁴ Statistiche descrittive a disposizione presso gli autori.

4. Risultati

Le donne che hanno un lavoro part-time volontario sono maggiormente propense a entrare in convivenza rispetto a coloro che hanno un lavoro full-time. Invece, non emergono differenze significative fra gli altri due tipi di occupazione (lavoratrici full-time e lavoratrici part-time involontarie), così come rispetto alle donne che non lavorano (cfr. Tabella 1). Per la transizione al primo matrimonio, analogamente alla convivenza le donne con un lavoro part-time volontario sono le più propense a entrare in matrimonio, seguite dalle donne che non lavorano. Infine, non emergono differenze significative fra le lavoratrici full-time e le lavoratrici part-time involontarie, che condividono il rischio più basso di entrare in matrimonio come prima forma di unione⁵.

Tabella 1 – Risultati dei modelli M1: rischio relativo per l'entrata in convivenza e l'entrata in matrimonio.

	Entrata in convivenza		Entrata in matrimonio	
	Rischio relativo	Errore standard	Rischio relativo	Errore standard
Tipo di occupazione				
Lavoro full-time	1.00		1.00	
Non lavoro	0.89	0.06	1.08***	0.03
Lavoro part-time volontario	1.44***	0.16	1.38***	0.09
Lavoro part-time involontario	0.84	0.14	1.08	0.10
Coorte di nascita				
1950-1959	1.00		1.00	
1960-1969	1.48***	0.14	0.67***	0.02
1970-1984	2.65***	0.24	0.43***	0.01

⁵ Oltre a queste informazioni principali, dai nostri modelli emergono altre indicazioni, tutte in linea con la letteratura precedente (es. Di Giulio e Rosina, 2007). Le più giovani sono più propense alla convivenza, per il matrimonio, al contrario, l'effetto è negativo e significativo per le coorti più recenti. Il contratto a tempo determinato incide positivamente sull'entrata in convivenza, e negativamente sul matrimonio. Le donne che studiano entrano meno in unione (indistintamente) delle donne che hanno già terminato il loro percorso di studi. Le donne più istruite scelgono più delle altre la convivenza, mentre le donne con istruzione secondaria superiore optano meno di quelle con al più un'istruzione secondaria inferiore per il matrimonio. Al centro e sud/sole si convive meno che al nord, mentre il matrimonio è più diffuso al Sud e nelle isole. Madre lavoratrice e genitore con alto livello di istruzione hanno un effetto positivo e significativo per la convivenza, mentre solo il titolo di studio dei genitori incide in maniera significativa e negativa sul matrimonio.

Tabella 1 – Risultati dei modelli MI: rischio relativo per l'entrata in convivenza e l'entrata in matrimonio (segue).

	Entrata in convivenza		Entrata in matrimonio	
	Rischio relativo	Errore standard	Rischio relativo	Errore standard
Tipologia di contratto				
Contratto a tempo indeterminato	1.00		1.00	
Contratto a tempo determinato/Lavoro atipico	1.25**	0.12	0.76***	0.04
Lavoratrice autonoma	1.14	0.12	0.96	0.06
Studi in corso				
No	1.00		1.00	
Sì	0.56***	0.04	0.30***	0.01
Livello di istruzione più elevato				
Al più scuola secondaria inferiore	1.00		1.00	
Scuola secondaria superiore	1.14*	0.08	0.86***	0.02
Istruzione terziaria	1.34***	0.13	1.02	0.05
Macroarea di residenza				
Nord	1.00		1.00	
Centro	0.75***	0.05	1.09**	0.04
Sud/Isole	0.32***	0.02	1.08**	0.03
La madre lavorava quando aveva 14 anni				
No	1.00		1.00	
Sì	1.31***	0.07	0.99	0.03
Alto livello di istruzione di almeno un genitore				
No	1.00		1.00	
Sì	1.13*	0.08	0.81***	0.03

Note: Si controlla per il rischio di base.

avere o meno un impiego, a prescindere dal tipo di occupazione a tempo pieno o parziale discrimina dunque l'entrata in convivenza.

Al contrario, l'effetto del tempo dedicato al lavoro resta invariato per l'entrata in matrimonio, che mostra una maggiore propensione per questo tipo di unione fra le donne che non lavorano, e soprattutto per quelle che hanno un lavoro a tempo parziale su base volontaria. Anche in questo caso la coorte di nascita è una

variabile chiave: il rischio di entrare in matrimonio diminuisce per le coorti più giovani. Guardando all'effetto del tempo di lavoro in relazione alla coorte di nascita, solo le donne che non lavorano e appartenenti alla coorte 1970-1984 hanno una minore propensione (con il rischio ridotto dell'11%) ad entrare in matrimonio (ma solo debolmente significativa), rispetto alle lavoratrici full-time appartenenti alla coorte 1950-1959.

Tabella 2 – Risultati dei modelli M2: rischio relativo per l'entrata in convivenza e l'entrata in matrimonio.

	Entrata in convivenza		Entrata in matrimonio	
	Rischio relativo	Errore standard	Rischio relativo	Errore standard
Tipo di occupazione				
Lavoro full-time	1.00		1.00	
Non lavoro	1.18	0.20	1.14***	0.05
Lavoro part-time volontario	1.34	0.61	1.34**	0.18
Lavoro part-time involontario	1.11	0.65	1.09	0.23
Coorte di nascita				
1950-1959	1.00		1.00	
1960-1969	1.52***	0.20	0.70***	0.03
1970-1984	3.21***	0.40	0.46***	0.02
Tipo di occupazione # coorte di nascita				
Non lavoro # 1960-1969	0.91	0.18	0.94	0.06
Non lavoro # 1970-1984	0.64**	0.12	0.89*	0.06
Lavoro part-time volontario # 1960-1969	1.04	0.52	0.93	0.15
Lavoro part-time volontario # 1970-1984	1.09	0.52	1.15	0.20
Lavoro part-time involontario # 1960-1969	1.24	0.81	1.07	0.27
Lavoro part-time involontario # 1970-1984	0.58	0.36	0.88	0.22

Note: Si controlla per il rischio di base. Altre covariate: tipologia di contratto, studi in corso, livello di istruzione, macroarea di residenza, lavoro madre, livello istruzione genitori.

5. Conclusioni

Il nostro articolo mostra il legame tra la posizione lavorativa delle donne e l'entrata in unione, soffermandosi sulla distinzione fra lavoratrici part-time e full-time, spesso ignorata in letteratura nel contesto italiano.

La nostra prima ipotesi di ricerca è parzialmente verificata: la scelta del tipo di lavoro a tempo pieno o parziale e la non partecipazione al mercato del lavoro emergono, infatti, come un elemento decisivo per l'entrata in matrimonio, ma non per la convivenza. I nostri risultati empirici confermano il legame positivo tra non-lavoro e matrimonio, già evidenziato in letteratura (Vignoli et al., 2016). Inoltre, l'attività lavorativa a tempo parziale, qualora sia scelta volontariamente dalla donna, favorisce la transizione al matrimonio, confermando un'attitudine già evidenziata in letteratura per altri paesi europei (Liefbroer e Corijn, 1999 per il part-time, senza distinzione tra volontario e involontario). Il lavoro part-time involontario non si discosta né per matrimonio né per convivenza dal lavoro full-time. Contrariamente a quanto atteso, invece, la non partecipazione al mercato del lavoro non sembra influenzare l'entrata in convivenza, mentre il carico lavorativo a tempo pieno o parziale sembra agire in direzione opposta rispetto a quanto ipotizzato, con una maggiore propensione a convivere delle donne che scelgono un lavoro part-time rispetto alle lavoratrici full-time.

Tale relazione, però, perde significatività nei risultati che otteniamo per la seconda ipotesi di ricerca da cui emerge che il carico lavorativo a tempo pieno o parziale non influenzi l'entrata in convivenza. La seconda ipotesi di ricerca non risulta, infatti, verificata né per l'entrata in convivenza, né per quella in matrimonio: la relazione fra il carico lavorativo e la scelta del tipo di unione non sembra variare nel tempo fra le generazioni più giovani. Per entrambi i tipi di unione – ma soprattutto per la convivenza – l'unico fattore che varia nel tempo è costituito, invece, dal possedere o meno un'occupazione, poiché la mancata attività lavorativa disincentiva l'entrata in unione per le nate a partire dagli anni '70 rispetto alle generazioni più anziane.

Viene, quindi, solo parzialmente confermato il legame che ci aspettavamo tra tempo dedicato al lavoro e unione. Il ruolo del non lavoro è ancora dominante nel favorire l'entrata in matrimonio. Vediamo però che c'è un effetto negativo tra le coorti più giovani tra non-lavoro e unione: questo potrebbe essere, come anticipato nelle ipotesi, un effetto della necessità del doppio reddito per instaurare un'unione, che prevede una condivisione di tempo ma anche di spese (che sia il matrimonio o la convivenza).

Il nostro lavoro presenta alcune limitazioni. La prima riguarda l'attività non lavorativa delle donne, poiché i dati non ci consentono di distinguere fra donne inattive e donne disoccupate, la cui distinzione potrebbe fornire interessanti spunti

soprattutto per la coorte più giovane. Una seconda limitazione è che i dati che utilizziamo si fermano al 2009; questo comporta che non riusciamo a tenere in considerazione degli ultimi cambiamenti intercorsi nel nostro paese, quale l'impatto della crisi economica sulla formazione delle unioni, cui intendiamo dedicarci in futuro utilizzando la nuova edizione dell'Indagine Multiscopo Famiglie e Soggetti Sociali aggiornata al 2016.

Ringraziamenti

Gli autori ringraziano il supporto economico offerto dal programma di innovazione e ricerca dell'Unione Europea Horizon 2020/ERC Grant Agreement No 725961 (EU- FER project "Economic Uncertainty and Fertility in Europe", PI: Daniele Vignoli).

Riferimenti bibliografici

- BARDASI E., GORNICK J.C. 2008. Working for Less? Women's Part-time Wage Penalties across Countries, *Feminist Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 37-72.
- BARG K., BEBLO M. 2010. *Does 'Selection into Specialization' Explain the Differences in Time Use Between Married and Cohabiting Couples? An Empirical Application for Germany*. Berlin: Berlin School of Economics and Law.
- BIANCHI S.M., NAZIO T., LESNARD L., RALEY S. 2014. Gender and Time Allocation of Cohabiting and Married Women and Men in France, Italy, and the United States, *Demographic Research*, Vol. 31, No. 8, pp. 183-216.
- CONNOLLY S., GREGORY M. (2008). Moving down: Women's part-time work and occupational change in Britain, 1991-2001, *Economic Journal*, Vol. 118, pp. F52-F76.
- DI GIULIO P., ROSINA A. 2007. Intergenerational Family Ties and the Diffusion of Cohabitation in Italy, *Demographic Research*, Vol.16, pp. 441-46.
- GASH V. 2008. Constraints or Preferences? Identifying Answers from Part-time Workers' Transitions in Denmark, France and the United Kingdom, *Work, Employment and Society*, Vol. 22, pp. 655-674.
- GERSHUNY J., BITTMAN M., BRICE J. 2005 Exit, voice, and suffering: Do couples adapt to changing employment patterns?, *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 67, No. 3, pp. 656-665.
- HAKIM C. 2000. *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century: Preference Theory*. Oxford, UK: Oxford University Press.

- ISTAT. 2015. *Anno 2015: MATRIMONI, SEPARAZIONI E DIVORZI*. <https://www.istat.it/it/files//2016/11/matrimoni-separazioni-divorzi-2015.pdf>.
- KAHN R., WOLFE D., QUINN R., SNOEK J., ROSENTBAL R. 1964. *Organizational stress: Studies in role conflict and ambiguity*. New York: Wiley.
- LIEFBROER A.C., CORIJN M. 1999. Who, What, Where, and When? Specifying the Impact of Educational Attainment and Labour Force Participation on Family Formation, *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie* Vol. 15, No. 1, pp. 45-75.
- MCGINNITY F., MCMANUS P. 2007. Paying the Price for Reconciling Work and Family Life: Comparing the Wage Penalty for Women's Part-Time Work in Britain, Germany and the United States, *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, Vol. 9, No. 2, pp. 115-234.
- MOOD C. 2010. Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do about It, *European Sociological Review*, Vol. 26, No 1, pp. 67-82.
- PERELLI-HARRIS B., MYNARSKA M., BERRINGTON A., EVANS A., BERGHAMMER C., ISUPOVA O., VIGNOLI D. 2014. Towards a New Understanding of Cohabitation: Insights from focus Group Research across Europe and Australia, *Demographic Research*, Vol. 31, pp. 1043-1078.
- PIRANI E., VIGNOLI D. 2016. Changes in the Satisfaction of Cohabitators Relative to Spouses over Time, *Journal of Marriage and Family*, Vol. 78, No. 3, pp. 598-609.
- SALVINI S., VIGNOLI D. 2014. *Convivere o sposarsi?* Bologna: Il Mulino.
- VIGNOLI D., DREFAHL S., DE SANTIS G. 2012. Whose job Instability Affects the Likelihood of Becoming a Parent in Italy? A Tale of Two Partners, *Demographic Research*, Vol. 26, pp. 41-62.
- VIGNOLI D., PIRANI E., SALVINI S. 2014. Family Constellations and Life Satisfaction in Europe, *Social Indicators Research*, Vol. 117, No. 3, pp. 967-986.
- VIGNOLI D., SALVINI S. 2014. Religion and Union Formation in Italy: Catholic Precepts, Social Pressure, and Tradition, *Demographic Research*, Vol. 31, pp. 1079-1106.
- VIGNOLI D., TOCCHIONI V., SALVINI S. 2016. Uncertain lives: Insights into the role of job precariousness in union formation in Italy. *Demographic Research*, Vol. 35, pp. 253-282.
- WALTERS, S. 2005. Making the Best of a Bad Job? Female Part-Timers' Orientations and Attitudes Toward Work, *Gender, Work and organization*, Vol. 12, pp. 193-216.

SUMMARY

Between Work and Family Analysis of the Connection between the Time Devoted to Work and the First Union in Italy

Cohabitation started to increase in Italy since the beginning of the XXI century. Marriage, however, still has a great symbolic significance for tradition and religion, and offers greater legal rights and duties to the spouse in case of separation. Despite Italian familistic organization, women's labor market participation is changing in the last decades and affecting family formation practices. In this paper, we study the role of employment/non-employment status, in combination with a part-time or full-time position on the transition to first marriage or cohabitation of Italian women, largely under-studied in this respect.

We use data on Italian women aged 25-59 stemming from the Multipurpose Family and Social Subjects Survey 2009 and apply event-history techniques on the transition to first marriage and cohabitation. We find that part-time work – if chosen - and the non-participation in the labor market are decisive for the entry into marriage, but not for cohabitation. For both types of union - but especially for cohabitation - the only factor that varies over time is, however, whether or not to have a job, which discourages the entry into union for those born in the 70s compared to older generations. This could be due to the need for a double income to establish a union that provides for a sharing of time but also of expenses, whether it be marriage or cohabitation.

Alessandra MINELLO, Università di Firenze, alessandra.minello@unifi.it

Valentina TOCCHIONI, Università di Firenze, valentina.tocchioni@unifi.it

GENDER INEQUALITY IN ITALY: A TERRITORIAL ANALYSIS

Leonardo Salvatore Alaimo, Giulia Nanni

1. Introduction

The principle of equal rights between men and women appeared for the first time in the UN Charter in 1945. Nowadays even if this principle is internationally recognized, we are still far from its full achieving. Over the years, many instruments have been adopted at international level to clearly affirm equality between men and women and to try to limit gender inequality. The Convention on the Elimination of All Forms of Discrimination against Women (CEDAW) defines discrimination against women as *any distinction, exclusion or restriction made on the basis of sex which has the effect or purpose of impairing or nullifying the recognition, enjoyment or exercise by women, irrespective of their marital status, on a basis of equality of men and women, of human rights and fundamental freedoms in the political, economic, social, cultural, civil or any other field* (CEDAW, 1979:2). The Beijing Declaration and Platform for Action considers *gender equality as a shared vision of social justice and human rights* (UN, 1995:4). The World Economic Forum (WEF) refers to gender equality as *that stage of human social development at which the rights, responsibilities and opportunities of individuals will not be determined by the fact of being born male or female in other words, a stage when both men and women realize their full potential* (Lopez-Claros and Zahidi, 2005:1). More recently, the UN 2030 Agenda on Sustainable Development includes the achievement of gender equality among its goals (UN, 2015).

Over the years, the need of overcoming gender inequality has been accompanied by the need to define tools to measure it. For this reason, several organisations have produced different indices to measure gender inequality across countries. The best-known is the WEF Global Gender Gap Index (GGGI), which has been monitoring the state of gender equality since 2006. Of the 144 countries that the WEF included in the last report, no country has yet reached gender equality and Italy is the 82nd (WEF, 2017). Despite some positive news, gender inequality in Italy continues to be a persistent phenomenon (CEDAW 2017; ASVIS, 2017). At the same time, we know that Italy is not a homogeneous country and national data

cannot reflect regional differences. A deeper analysis of Italian data could show the heterogeneity inside the country, especially between Northern, Central and Southern Regions. Moreover, the Regions have the authority and the tools to define some policies and therefore need to know their strengths and weaknesses in order to take appropriate decisions. Knowing and considering the situation in terms of gender inequality is crucial for this objective. The aim of this article is to create a measure of gender inequality, allowing a comparative analysis of the Italian Regions.

The paper is structured as follows. Section 2 presents the theoretical framework. Section 3 describes data and methods. Section 4 presents the empirical results, discussion and conclusion.

2. Theoretical framework

The world is deeply divided and organized by gender and its social organization limits the potential of women to contribute to their full ability. Even where women have significant rights, a long historical tradition prevents their concrete expression. These limits are the result of varied and intricately connected processes, historically and culturally specific (Berreman, 2001; Slade, 2008; Grown, 2008; Ridgeway, 2011). Gender status persists because it is supported in people's everyday experience by positional inequalities between women and men that provide the latter with more resources and power than women (Ridgeway, 2011). Of course, not all women live with the same degree of discrimination, but unfortunately, all of them experience the inequalities.

When we look at gender inequality and its measures, we often hear of *gender gap*. It refers to *systematic differences in the outcome of men and women on a variety of issues ranging from economic participation and opportunity, political empowerment, and educational attainment to health and well-being* (Richardt, 2008:277). This definition allows us to identify the classical domains of gender gap: *education, economy, politics and health*. The gender gap is, first, an *educational gap*, because inside the educational settings *there are cultural messages about appropriate gender behaviours and socialization practices that support them* (Best and Luvender, 2015:747). Thus, if in principle women should enjoy equal access to quality education (UN, 2015), in practice education has gender gap in a number of areas (Richardt, 2008; OCSE, 2015). *Economy is a major social arena in which decisions are made in society about the distribution of material resources and through which individuals gain access to positions of authority and power* (Ridgeway, 1992:ix). In particular, gender inequality focuses on *work*, in terms of access and quality. Even today, women meet discriminations in the access to workplace. Furthermore, when women access the labour market,

they are bound to clash with horizontal and vertical segregation¹; labour flexibility²; use of part-time³; wage inequality⁴; harassment and mobbing (Richardt, 2008; Slade, 2008; Sartori, 2009; Ridgeway, 2011). *Politics* usually refers to political empowerment of women and *concerned with equitable representation of women in decision-making structures and their ability to influence the policy-making process* (Richardt, 2008:278). Women should enjoy equal access to political participation as well as equal opportunities with men for decision-making at all levels (UN, 2015). Even if above all of political systems have de jure equality, men continue to be dominant in key global decision-making positions (Richardt, 2008; Slade, 2008; Best and Luvender, 2015). In our analysis, we also took into account another manifestation of political empowerment of women, in addition to that one traditionally considered in literature: people who have performed a civic or political participation activity. Another domain of gender inequality is *health*, in particular *access to nutrition, health care, reproductive facilities, and overall security in terms of safety and integrity of a person* (Richardt, 2008:279). The women's health rights are another important aspect in order to ensure the full realization of the more general right to health. In our analysis, in addition to the usual state of health, we also considered indicators representing the health determinants (smoking, alcohol and drugs consumption, sedentariness and nutrition).

We want to identify a specific measure of gender gap in Italy, taking into account not only the national specificities, but also the regional ones. In fact, it is true that women are universally regarded as a disadvantaged group, but the reasons for such a situation – as well as for a way out – are not the same everywhere (Somjee, 1989; Grown, 2008). Studying gender inequality in a national and regional perspective requires a re-thinking of the domains and their indicators in a more specific perspective. In our analysis, we consider the four classical areas of gender gap identified in literature, adding another manifestation of historical unequal power relation between men and women: *violence against women* (Slade, 2008; COE, 2011). We believe it essential to consider the impact of this aspect in the women's lives. According to literature, gender violence is a structural, cultural

¹ Horizontal segregation determines the concentration of women in a few sectors or working areas that very often reproduce typically feminine roles and tasks. Vertical segregation or 'glass ceiling' considers those barriers that prevent women access to higher positions, concentrating them on the lower levels of hierarchical scales of power, responsibility and autonomy (Richardt, 2008; Slade, 2008; Sartori, 2009)

² The flexibility of labour sees female contracts shorter than the male and unstable occupations carried out more by women than by men (Slade, 2008; Sartori, 2009)

³ The use of part-time is predominantly female. The greatest concentration of part-time workers is found in the phase of entry into employment, while for women lies more in the reproductive period and returning from maternity leave (Slade, 2008; Sartori, 2009)

⁴ Women are not paid the same as men for the same work or work of equivalent value (Richardt, 2008; Slade, 2008; Sartori 2009)

and transversal phenomenon⁵. Furthermore, in Italy, the violence against women is wide: 6,788,000 women have suffered a form of physical or sexual violence during their lives (Istat, 2015).

3. Data and methods

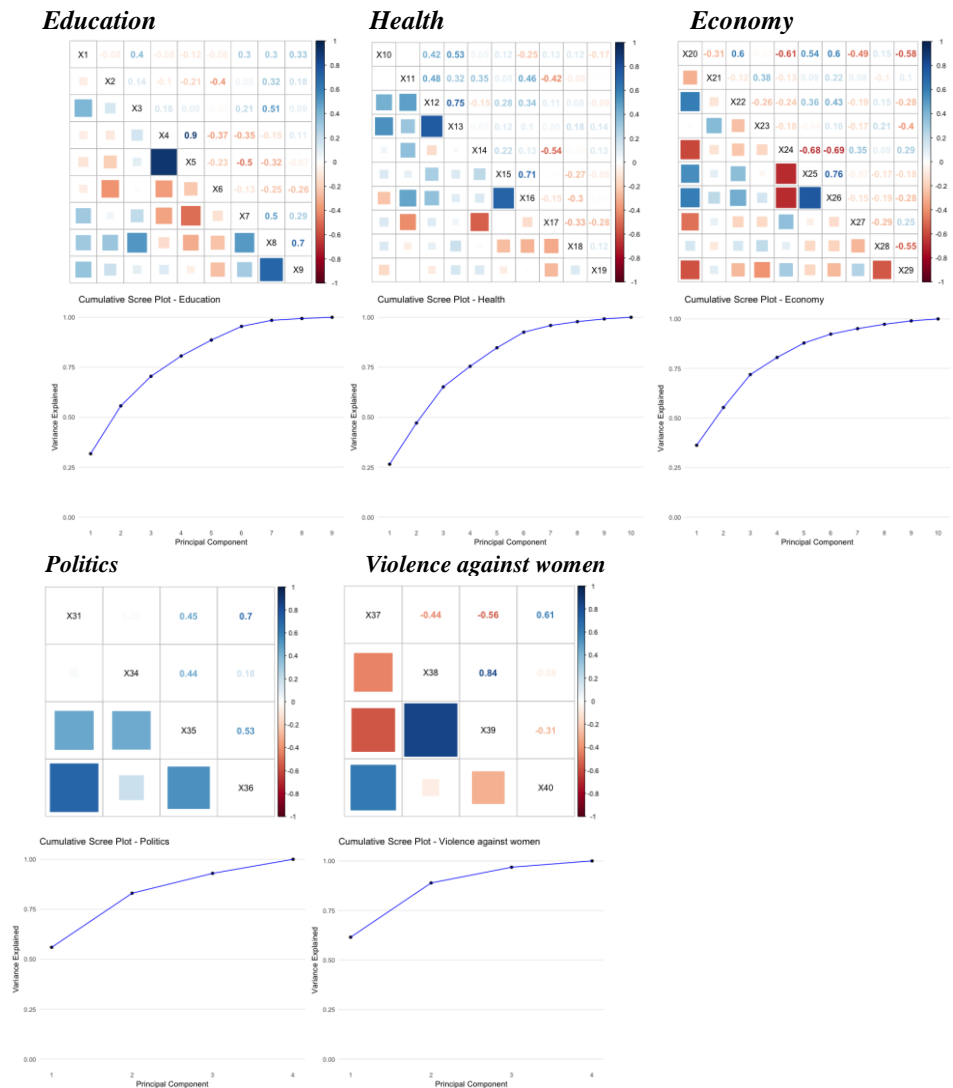
The aim of this article is to define a synthetic index, which allows us to compare different Regions regarding their level of gender gap. In doing this, we follow the hierarchical design, requiring the definition of different components (Maggino, 2017:90-91): the phenomenon, its domains and its general aspects; the latent variables, which represent each aspects, allowing the phenomenon to be specified; the basic indicators, representing what is actually measured in order to investigate each variable and its domains. By looking at the nature of the latent variable (gender gap) and its definition, we realized that our model of measurement (referring to the relationship between the latent variable measuring gender inequality - gender gap - and the basic indicators selected for each domain) is formative, since indicators are considered as causing the gender gap (rather than being caused by it, such as in the *reflective approach*). This means that changes in formative indicators determine changes in the value (and meaning) of the latent variable. According to this approach, indicators are not interchangeable (omitting an indicator is omitting part of the construct); the measurement model does not explain and is not influenced by the correlations between indicators; internal consistency is of minimal importance: two uncorrelated indicators can both serve as meaningful indicators of the same construct (Maggino, 2017). Furthermore, the main international synthetic measures of gender gap (for instance, the Global Gender Gap Index of WEF and the Gender Inequality Index of UNDP) are based on a formative model.

The data source is the Italian National Institute of Statistics (Istat) data-warehouse and we consider the latest released. The choice of the Regions as unit of analysis was made to highlight potential territorial differences or historical, geographic and cultural traditions homogeneity. From the analysis of the theoretical framework, we know that gender inequality is a multidimensional concept and it is measured through gender gap. We added to the four domains traditionally identified in literature, a fifth one, violence against women. We selected a set of 37 basic indicators; some of these were already used in the measurement of gender gap; others were selected in order to take into account the specificities of the Italian situation. Almost all the basic indicators selected have

⁵ Violence against women is structural because is based on gender; cultural because it reflects and reinforces the roles that society gives to man and woman according to their sex; transversal because it affects every country, race, age, religion.

been converted to female-to-male ratios (see table A1 for details). This is to ensure that the final synthetic index is capturing gaps between women and men’s attainment levels, rather than the levels themselves.

Figure 1 – Corrplots and scree plots of domains of gender gap: Education; Health; Economy; Politics; Violence against women



The corrplots report the ID of the indicators: please see table A1 for their names and descriptions.

Table A1 shows the indicators used, their definition and the dimension to which they belong. Before constructing our composite index of gender gap, we performed an exploratory analysis of the basic indicators chosen for each domain. In Figure 1, we report the corrplots, representing correlations among the basic indicators, and the scree plots, obtaining performing a PCA for each domain. As said previously, we chose a formative model for the measurement of gender inequality; so, the correlations between basic indicators are not very relevant. Since the selection of indicators is based on a reasoned choice supported by literature, the PCA has only a descriptive purpose. The results obtained confirm our conceptual framework and the choices we made. The scree plots show that the first two principal components explain almost 50% of variance for all domains, except health (44%). This seems to indicate that in those domains in which we observe high variance explained by the first two components (>50%), we can consider that there is only one latent variable and, thus, we can construct only one composite index. In the case of health, the variance explained by the first two components is less than 50%; this seems to highlight the presence of more latent factors. Thus, we decided to divide this domain, and the basic indicators belonging to it, in two different ones. In the first one, called *health status*, we included all the indicators that point out the difference in well-being and health state between men and women⁶. The second one, called *health determinants*, considers the indicators expressing habits or lifestyles that could affect our health⁷.

In order to construct our gender gap index, we follow the *composite indicators approach*. In detail, we, first, synthesized one composite index for each domain and, after, we obtained a synthetic measure. From the operational point of view, the construction of a composite index is a step-by-step process: after the definition of the phenomenon and the selection of basic indicators, the following phases are the normalization of the individual indicators and the aggregation of the normalized indicators⁸. We chose the Adjusted Mazziotta-Pareto Index (AMPI), which is a partially non-compensatory composite indicator based on a Min-Max standardization and a re-scaling of the basic indicators in a range (70; 130), according to two goalposts, representing a minimum and a maximum value of each variable for all units and time periods (Mazziotta, Pareto, 2016). Even if AMPI is the best solution for a *multi-years analysis* (Mazziotta, Pareto, 2017:178), we adopted this method in our single-year analysis because we wanted to analyse the

⁶ The indicators are the same used by Istat in order to construct the synthetic index of health for BES project.

⁷ We perform a PCA that for *health status* gives a variance explained by the first two principal components equal to 73% and for *health determinants* equal to 67%. We do not report the *scree plots*.

⁸ For an exhaustive analysis of the different phases, please see: Mazziotta and Pareto, 2017.

situation of the Italian Regions by comparing it with the Italian one in the same year. Given the original matrix (1):

$$X = \{x_{ij}\} = \begin{pmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \cdots & x_{nm} \end{pmatrix} \quad (1)$$

where $i=1,\dots,n$ are the units of analysis and $j=1,\dots,m$ are the basic indicators, we calculate the normalized matrix as follows:

$$r_{ij} = \frac{(x_{ij} - \text{Min}_{x_j})}{(\text{Max}_{x_j} - \text{Min}_{x_j})} * 60 + 70 \quad (2)$$

where x_{ij} is the value of the indicator j in the unit i and Min_{x_j} and Max_{x_j} are the *goalposts* for the indicator j . Let Inf_{x_j} and Sup_{x_j} be the minimum and the maximum of indicator j across all time periods considered, and Ref_{x_j} be the reference value for indicator j . Then the “goalposts” are defined as: $\text{Ref}_{x_j} \pm \Delta$, where $\Delta = (\text{Sup}_{x_j} - \text{Inf}_{x_j})/2$ (Mazziotta and Pareto, 2017:178). As said, we chose the goalposts so that 100 represents the value of Italy. The adjusted MPI is given by:

$$\text{AMPI}^{\pm} = \mu_{r_i} \pm \sigma_{r_i} * cv_i \quad (3)$$

where μ_{r_i} , σ_{r_i} and $cv_i = \sigma_{r_i}/\mu_{r_i}$ are the mean, the standard deviation and the coefficient of variation of the unit i and the sign \pm depends on the kind of phenomenon measured. In this work, all the composite indices are negative, i.e., increasing values of each index correspond to negative variations of the gender gap in a specific domain, then AMPI^+ is used (Mazziotta and Pareto, 2017). Table 1 shows the values of the composite indices of each domain and of the *Gender Gap Index* (GGI), constructed synthesizing the previous ones.

4. Results and conclusions

Analysis of basic indicators shows that the domain with the best performance in Italy is education; women have better values than men in several indicators. Even if women have much higher levels of tertiary educational attainment in the scientific field than men, they are still under-represented in scientific fields of higher education. Considering health status, women have a higher life expectancy than men, but are less healthy. However, health determinants show that women are less inclined to risk behaviours. We can explain this paradox considering the high association between health limitation and socioeconomic determinants (Eurostat,

2010). Women work less than men and having children worsens the gap. In addition, when they work, their conditions are worse than those of men. Moreover, women still maintain most of their domestic responsibilities, doubling their workload. In politics, the gap is higher. Women are very under-represented in key positions (parliament, regional councils, CDAs) and also have less participation in civic or political activities than men. Confirming its transversal nature, violence against women is a widespread phenomenon throughout Italy. The highest levels of violence are found in Campania, Liguria and Lazio; the lowest – although still significant – is in Valle D’Aosta.

Table 1 – Composite indices for domains of gender gap.

Regions	Education	Health status	Health determinants	Economy	Politics	Violence	GGI
Piemonte	97.2	93.2	100.2	89.9	96.9	93.7	95.3
Valle d’Aosta	81.7	79.5	117.2	82.0	108.4	87.1	95.4
Liguria	111.2	96.0	106.1	98.3	100.2	115.7	105.1
Lombardia	104.5	97.4	102.4	101.1	97.3	94.3	99.6
P. A. Bolzano	97.1	80.8	108.3	106.0	103.1	95.9	99.5
P. A. Trento	102.7	91.1	100.3	84.8	106.8	96.2	97.7
Veneto	107.7	100.1	102.7	108.3	93.2	91.7	101.1
Friuli V. G.	103.9	88.4	119.1	96.7	95.9	92.4	100.6
Emilia R.	101.7	104.4	115.5	95.7	82.7	101.2	101.4
Toscana	97.8	102.9	110.7	100.4	90.5	101.1	101.0
Umbria	100.5	100.9	107.0	97.4	94.8	103.4	100.8
Marche	99.9	96.8	107.3	101.4	94.2	102.9	100.6
Lazio	103.8	104.3	108.8	95.6	88.5	115.6	103.7
Abruzzo	90.8	88.7	96.4	116.8	107.4	113.0	103.6
Molise	102.1	92.9	103.9	103.7	103.1	103.0	101.6
Campania	102.1	95.3	94.0	119.1	118.4	116.2	108.8
Puglia	100.7	103.8	99.7	115.8	116.4	97.9	106.4
Basilicata	96.3	115.9	104.0	113.4	125.0	102.7	110.5
Calabria	96.2	90.0	93.4	114.0	116.9	95.4	102.3
Sicilia	94.7	112.1	89.3	111.7	115.0	111.8	106.9
Sardegna	89.0	118.3	106.3	101.4	109.5	95.7	104.4

As previously written, the value 100 of the composites represents that of Italy. We have to keep in mind that it is already not a good value; no Italian Region has achieved gender equality in any domain. Regions with values in the synthetic indicator lower than 100 have a better performance than Italy in that specific domain; while those with values higher than 100 have worse values than the Italian ones. The values of the GGI, reported in Table 1, highlight the territorial differences that characterize the country, with generally better values for the

Northern Regions (except Liguria) than Central and Southern Regions. Piemonte has the best value of GGI (95.3), due to better performances than the Italian ones in all domains. Basilicata presents the worst GGI value (110.5) due to particularly marked gaps in politics (125, the worst value of all the Italian regions), health status (115.9) and economy (113.4). Looking at the different domains, a certain variability can be observed in the values assumed by the various Regions. For example, if we compare Veneto with Italy, we can observe that it has values in line with the national ones for the GGI (101.1), but badly performs in economy (108.3) and education (107.7). Sicily is among the Regions with the highest gender gap in health status (112.1), while it has the best value in health determinants (89.3). This confirms that the GGI is only a synthesis and that its correct understanding requires analysis of the synthetic indicators obtained for the individual domains and of the elementary indicators.

It is clear that gender equality is still a long way off. While GGI could be an important first step in comparing and monitoring the gender gap in a territorial perspective, the complexity of the situation shows how further investigation is still necessary. Of course, it would be important to identify strategies to promote gender equality; the whole community has a responsibility to build schemes that can either encourage or counteract a social model based on respect for men and women. A country that aspires to real social, political and economic growth cannot ignore gender equality.

Appendix

Table A1 – Basic Indicators: ID; description; source.

ID	Basic Indicator	Description	Source
Domain: Education			
X1	Secondary educational attainment	Percentage of population with secondary level of education	Istat: Labour Force Survey - 2016
X2	Tertiary educational attainment	Percentage of population with tertiary level of education	Istat: Labour Force Survey - 2016
X3	Tertiary educational attainment in scientific field	Percentage of population with tertiary level of education in scientific field	Istat: Data from National Student Registry 2012
X4	Literacy level	Scores obtained in the tests of functional literacy skills of students in the II classes of upper secondary education	Invalsi - 2016
X5	Numeracy level	Scores obtained in the tests of numeracy skills of students in the II classes of upper secondary education	Invalsi - 2016
X6	Early school leavers	Percentage of people aged 18-24 years who have achieved only lower secondary (ISCED 2) and are not included in a training program on total people aged 18-24 years	Istat: Labour Force Survey - 2016
X7	Participation rate of youth and adults in formal and non-formal education and training	Participation rate of youth and adults (25-64) in formal and non-formal education and training in the previous 4 weeks	Istat: Labour Force Survey - 2016
X8	Tertiary education students	Percentage of students in tertiary education	Istat: Data from National Student Registry (ANS) – 2012
X9	Tertiary education students in	Percentage of students in tertiary education -scientific	Istat: Data from National

	scientific field	field	Student Registry (ANS) - 2012
Domain: Health - Sub-Domain: Health status			
X10	Life Expectancy at birth	Average number of years that a child born in a certain calendar year can expect to live	Istat: Life tables of Italian pop. - 2016
X11	Healthy Life Expectancy at birth	Average number of years that a child born in a given calendar year can expect to live in good health	Istat: Life tables of Italian pop. and Survey on Aspects of daily life - 2016
X12	Life expectancy without activity limitations at 65 years of age	Average number of years that a person aged 65 can expect to live without suffering limitations in activities due to health problems	Istat: Life tables of Italian pop. and Survey on Aspects of daily life - 2016
X13	Physical Component Summary (Pcs)	Summary of the scores of each individual answering the 12 questions on the Short Form Health Survey SF12 questionnaire on physical state (Physical Component Summary)	Istat: Survey on health conditions and use of health services - 2013
X14	Mental Component Summary (Mcs)	Summary of the scores of each individual answering the 12 questions on the questionnaire SF12 on psychological state (Mental Component Summary).	Istat: Survey on health conditions and use of health services - 2013
Domain: Health - Sub-Domain: Health determinants			
X15	Smoking	Proportion of people aged 14 and over who report current smoking.	Istat: Survey on Aspects of daily life - 2016
X16	Alcohol consumption	Proportion of people aged 14 and over who have at least one behavior at risk in the consumption of alcohol	Istat: Survey on Aspects of daily life - 2016
X17	Drugs consumption	Percentage of people who have consumed drugs in the last two days for chronic diseases	Istat: Database Health for all - 2016
X18	Sedentariness	Proportion of people aged 14 and over referring not to perform any physical activity	Istat: Survey on Aspects of daily life - 2016
X19	Nutrition	Percentage of people aged 3 years and over who say they take every day at least 4 portions of fruit and vegetables	Istat: Survey on Aspects of daily life - 2016
Domain: Economy			
X20	Employment rate (20-64 years old)	Percentage of employed people aged 20-64 on total people aged 20-64	Istat: Labour Force Survey - 2016
X21	Non-participation rate	Percentage of unemployed people aged 15-74 plus part of the potential labour force aged 15-74 who are inactive not having looked for a job in the past 4 weeks but willing to work, on the total labour force aged 15-74 plus part of the potential labour force aged 15-74 who are inactive not having looked for a job in the past 4 weeks but willing to work.	Istat: Labour Force Survey - 2016
X22	Ratio of employment rate for women 25-49 years with children under compulsory school age to the employment rate of women 25-49 years without children*	Employment rate of women aged 25-49 with at least one children under compulsory school age / Employment rate of women aged 25-49 without children	Istat: Labour Force Survey - 2016
X23	Share of employed persons who feel their work insecure	Percentage of employed persons who, in the following 6 months, consider it is likely they lose their job and it is not at all or a little likely that they find another similar job	Istat: Labour Force Survey - 2016
X24	Gender Pay Gap	Ratio between female hourly wages and male hourly wages.	Istat: Wage differentials in the private sector - 2014
X25	Low wage	Percentage of employees with an hourly wage of less than 2/3 of the median on total number of employees	Istat: Labour Force Survey - 2016
X26	Involuntary part time	People employed in a part time job because they did not find a full time job on total employed people	Istat: Labour Force Survey - 2016
X27	Transition employment rate	Transition rate (12 months time-distance) from non-standard to standard employment	Istat: Labour Force Survey - 2016
X28	Share of over-qualified employed persons	Percentage of people employed with a qualification higher than the qualification held by the majority of people who exercise the same profession on total employed people	Istat: Labour Force Survey - 2016
X29	Share of population aged 15-64 years that work over 60 hours per week	Percentage of population aged 15-64 years that work over 60 hours per week of paid work and household work	Istat: Time Use Survey - 2016
Domain: Politics			
X30	Civic and political participation	Percentage of people aged 14 and over that have performed at least one civic or political participation activity in the last 12 months	Istat: Survey on Aspects of daily life - 2016
X31	Political representation in Parliament	Percentage of women elected in Parliament on percentage of men	Istat: Processing of data from Parliament - 2016
X32	Political representation in regional	Percentage of women elected in regional councils on	Individual regional

	councils	percentage of men	councils - 2016
X33	Representation in the CDAs of public controlled companies	Percentage of women in the CDAs of public controlled companies on percentage of men	CERVED - 2017
Domain: Violence against women			
X34	Stalking*	Women who have been stalked for 100,000 women	Istat: Processing on data on crimes reported to Police Forces (Ministry of Interiors) and data on Citizens' Safety Survey - 2016
X35	Physical violence rate*	Percentage of women aged 16-70 victim of physical violence in the last 5 years before the interview	Istat: Women Safety Survey - 2014
X36	Sexual violence rate*	Percentage of women aged 16-70 victim of sexual violence in the last 5 years before the interview	Istat: Women Safety Survey - 2014
X37	Psicological violenc rate*	Percentage of women aged 16-70 victim of psicological violence in the last 5 years before the interview	Istat: Women Safety Survey - 2014

All indicators are expressed as ratio between female/male percentage, except *

References

- ASVIS. 2017. *L'Italia e gli obiettivi di sviluppo sostenibile*, Alleanza Italiana per lo Sviluppo Sostenibile.
- BERREMAN G. D. 2001. Inequality: comparatives aspect. In SMELSER N. J., BALTES P. B. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Vol. 11, USA: Elsevier, pp. 7377–7382.
- BEST D. L., LUVENDER K. L. 2015. Gender Development: Cultural Differences. In WRIGHT J.D. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences, second edition*, USA: Elsevier, pp. 742–749.
- CEDAW. 2017. *Convention on the Elimination of All Forms of Discriminations against Women*, United Station.
- COE. 2011. *Convention on preventing and combating violence against women and domestic violence*, Council of Europe.
- EUROSTAT. 2010. *Analysing the socioeconomic determinants of health in Europe: new evidence from EU-SILC*. European Union.
- GROWN C. 2008. Gender and development. In DARITY JR. W. A., *International Encyclopedia of the Social Sciences, 2nd edition*, Vol. 3, USA: Macmillan Social Science Library, pp. 272-277.
- ISTAT. 2015. *La violenza contro le donne dentro e fuori la famiglia*, Istituto Nazionale di Statistica.
- LOPEZ-CLAROS A. ZAHIDI A. 2005. *Women's Empowerment: Measuring the Global Gender Gap*, World Economic Forum.
- MAGGINO, F. 2017. Developing Indicators and Managing the Complexity. In MAGGINO F. *Complexity in Society: From Indicators Construction to their Synthesis*, Cham: Springer, pp. 87-114.
- MAZZIOTTA M., PARETO A. 2016. On a Generalized Non-compensatory Composite Index for Measuring Socio-economic Phenomena, *Social Indicators Research*, Vol. 127, No. 3, pp. 983-1003.

- MAZZIOTTA M., PARETO A. 2017. Synthesis of Indicators: The Composite Indicators Approach. In MAGGINO F. *Complexity in Society: From Indicators Construction to their Synthesis*, Cham: Springer, pp. 161-191.
- OCSE. 2015. *Indagine OCSE PISA 2015: i risultati degli studenti italiani in scienze, matematica e letteratura*, Organizzazione per la Cooperazione Economica e lo Sviluppo.
- RICHARDT N. 2008. Gender Gap. In DARITY JR. W. A., *International Encyclopedia of the Social Sciences, 2nd edition*, Vol. 3, USA: Macmillan Social Science Library, pp. 277-279
- RIDGEWAY C. L. 1992. *Gender, Interaction, and Inequality*. New York: Springer Science-Verlag New York inc.
- RIDGEWAY C. L. 2011. *Framed by Gender. How Gender Inequality Persists in the Modern World*. USA: Oxford University Press.
- SARTORI F. 2009. *Differenze e diseguaglianze di genere*. Bologna: il Mulino.
- SOMJEE G. 1988. *Narrowing the Gender Gap*. London: Macmillan.
- SLADE B. 2008. Inequality, gender. In DARITY JR. W. A., *International Encyclopedia of the Social Sciences, 2nd edition*, Vol. 3, USA: Macmillan Social Science Library, pp. 624-627.
- UN. 1945. *Charter of the United Nations*, United Nations.
- UN. 1979. *Convention on the Elimination of All Forms of Discrimination against Women*, United Nations.
- UN. 1995. *The Beijing Declaration and Platform for Action*, United Nations.
- UN. 2015. *Transforming our world: the 2030 Agenda for sustainable development*, United Nations.
- WEF. 2017. *The Global Gender Gap Report 2017*, World Economic Forum.

SUMMARY

Gender inequality in Italy: a territorial analysis

Despite the principle of gender equality is by now recognized, also in Italy we are still far from its full achieving. There are several international indices to measure gender inequality at national level, but they cannot represent Italian heterogeneity. Thus, we have created a measure of gender gap, which allow a comparative analysis of the Italian Regions.

Leonardo S. ALAIMO, Sapienza University, leonardo.alaimo@uniroma1.it
Giulia NANNI, Sapienza University, giulia.nanni@uniroma1.it

HELPING WHILE WORKING? WOMEN AS PROVIDERS OF CHILD AND ADULT CARE IN ITALY

Thaís García Pereiro

1. Introduction

Italy is one of the countries that appertain to the group of the so-called familistic system of welfare (Esping-Andersen 1990 & 1999). This means that most care is given by the family and little by the state. Such an insufficient provision of public services transfers care responsibilities to family members.

By carefully analyzing care policies in EU countries, Leitner (2003) describes the Italian performance as the one of a familism country where the shortage of both public and private care provision services is covered by families. Moreover, care provided by families has an elevated component of gendered familism, since it is mostly provided by women. Child and adult care are both part of women's daily lives in Italy. The ongoing profound socio-demographic transformations will soon increase the care-pressure of families (Künemund 2006) and, consequently, women will experience a heavier burden to informally cover the lack of public support.

Aging is well underway in Italy, one of the oldest countries in the world. The Old Age Dependency Ratio (ODR)¹ has grown steadily from 21.5 in 1990 to 35 in 2017, meaning that there has been an increase of 14 persons aged 65 and over each 100 aged between 15 and 64 in less than 30 years. According to ISTAT estimations, population aged 65 and over is expected to increase to 33% by 2050, while the ODR will reach the value of 63.

A consequence of the aging process is the increasing number of elders that won't be able to perform in complete independence their daily life activities because having a higher life expectancy does not always mean living more with better health conditions. In fact, among people over 65 more than 80% suffers from at least one chronic illness and 60% from at least two, while the percentage of individuals aged 75 and over with some functional limiting problem is around 34%. The incisive growth prospected for population aging and the predominance of

¹ The ratio between the number of persons aged 65 and over (generally economically inactive) and the number of persons aged between 15 and 64 (economically active).

a family-based welfare will result on a heavier burden of eldercare care to be covered. The care of those with poor health conditions or over 80 will probably fall on their adult daughters most of whom will be in their 50s and 60s.

But care is not only a matter of aging; it is also a matter of conciliation. The lack of conciliation measures, that could allow women combining paid employment and childrearing without facing important opportunity costs, and their growing participation to labour market activities are acting as situations that further increase the care demand, in this case of childcare. The simultaneous necessity of elderly and childcare might be adding an extra care burden to women that actively fight to entry and maintain their active role in the labour market while trying to better conciliate their work and family lives.

Elders and children are needing others to take care of them: who is responding to this call? The main purpose of this paper is to study the caring burden through inter-household transfers (self-declared help) given for free to non-co-residing people in terms of both adult and child care. In this situation an issue arises: allocating time between informal care and paid employment. The analyses include both men and women to search for gender differences in how individuals manage work and family roles when caring for non-co-resident others and in the possible opportunity costs associated to this type of care.

The structure of the paper is as follows. Section 2 presents a brief state of the art focused on the relationship between employment and care responsibilities. Section 3 describes the data, the variables and the models used in the analysis. In Section 4 descriptive analysis is presented and are discussed the results of estimated models. Conclusions follow.

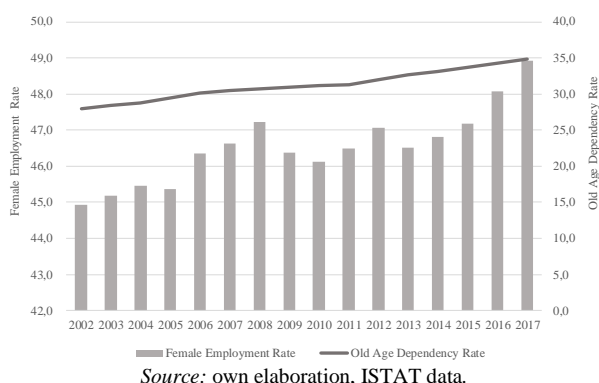
2. Brief state of the art

In Italy the care demand is expected to significantly grow due to two parallel trends that affect work-life balance (Figure 1). The first is population aging, living longer lives not always in good health conditions rise the need of people who provide elderly care. The second is not equally distributed on the territory, due to a lower employment rate of women in Southern Italy, but regards an increasing request of childcare because of female participation to labour market activities. The predominance of family-based eldercare in Italy in the context of rapid population aging and rising female employment implies that families will soon face a deeply increased burden of care.

Caregiving is always time consuming, but the expending is expected to be greater when the help is provided outside the own home (to non-co-resident others) and might further reduce the compatibility between care provided and involvement in productive activities. Subsequently, not only care providers but also their families must rearrange their responsibilities to deal with caring activities and such

rearrangements imply coping with new trade-offs. Caregiving might be a burden not free from costs: who are the informal extra-residential caregivers? which consequences for their lives?

Figure 1 – Italy. Evolution of Old Age Dependency and Female Employment Ratios. Years 2002-2017.



To date little work has been conducted about the influence of informal care on labour market participation in Europe, with the UK exception (Wolf & Soldo 1994, Ettner 1996, Spiess & Schneider 2003, Viitanen 2005, Heitmueller & Michaud 2006, Crespo 2006, Kotsadam 2011, Bolin, Lindgren & Lundborg 2008). In Italy this question has widely been ignored so far and this paper aims at partially filling this gap.

The informal caregiving-work relationship might follow two different lines of causality regarding time availability for caring or working. In the first, time must be reallocated in caring duties affecting time devoted to employment so carers are less likely to be employed than non-carers or tend to reduce work hours to provide help (Carmichael et al. 2010, Michaud et al. 2010, Moscarola 2010). In the second line, the time-consuming nature of caregiving is not an issue because care responsibilities are absorbed by those who do not work. This is a question of availability: unemployed or part-time workers have time to expend in caregiving (Dautzenberg et al. 2000). These causal links are not mutually exclusive and completely possible.

Previous research findings into informal care and labour market outcomes have been mixed and even contradictory. A first line of research has shown that caregivers are less likely to have a paid job (Pavalko & Artis 1997, Carmichael & Charles 2003, Bittman et al. 2007, Berecki-Gisolf et al. 2008, Bolin et al. 2008, Carmichael et al. 2010, Lilly et al. 2010, Nguyen & Connelly 2014) even if there are important differences among European countries (Kotsadam 2011, Viitanen 2010, Crespo & Mira 2010). On the contrary, other studies have found no evidence

of caregivers' lower levels of employment (Berecki-Gisolf et al. 2008, Leigh 2010, Van Houtven et al. 2013, Meng 2012, Lilly et al. 2010).

The effect of providing care on labour force participation seems to be negative when considering caregiving inside the household (Heitmüller 2007, Casado-Marín et al. 2011). When analyzing couples with children, García-Mainar et al. (2011) have shown that women having a higher bargaining power spend less time on childcare, but this reduction is not related to an increase on fathers' childcare time.

3. Data and methods

Data are drawn from the Family and Social Subjects Survey (FSS) carried out by ISTAT in 2009. This survey is part of a broader and integrated system of Multipurpose Surveys, being the Italian version of the classical Generations and Gender Survey (GGS). Information was collected for a total sample of 43,850 individuals clustered in 17,788 households. This is a national representative retrospective survey that not only includes the standard demographic and socio-economic questions but also introduces a complete section about the support (help) given to non-co-resident people, including family, friends and neighbors. More specifically, the survey asks interviewees about the type of help given, the nature of the principal or more important help, the person recipient of such help, and the number of times and hours spend helping others. Within the sample 39% of interviewed individuals provided at least one type of help to non-co-resident others, 53.6% of them are women. Childcare (18.9%) and adult care (10.7%) occupy the first and fourth position, respectively, on the top five main types of help provided by extra-residential caregivers in Italy.

Figure 2 shows the uneven age and sex distribution of extra-residential caregivers in Italy. The high concentration of individuals aged 65 and over among those who take care of children reflects the *grandmothers'/grandfathers' effect*. The analyses performed are centered in caregivers of working age (15-64) to control for it and exclude homemakers to avoid biases due to the relative weight of the economically inactive population.

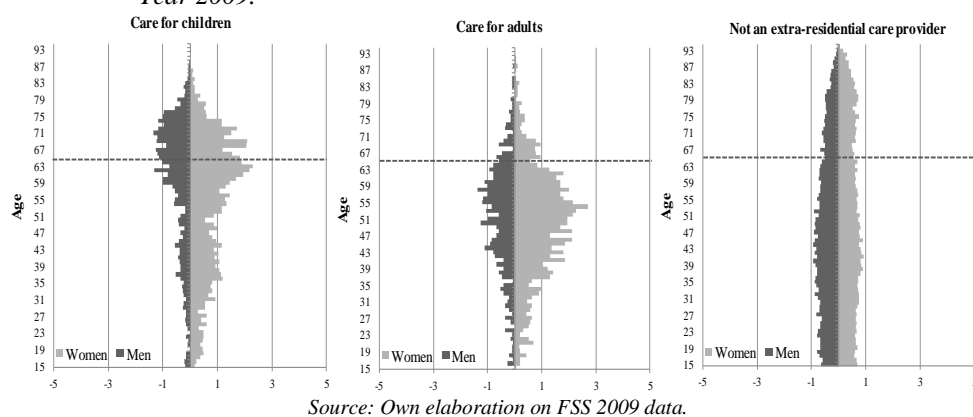
Considering that most of research on informal caregiving has been focused on women and given the importance of gender differences on extra-residential care patterns in Italy (Patimo & García Pereiro, 2017) models were run separately for men and women. The dependent variable is the condition of employment considered for each individual (Employed, not employed) as a proxy of the opportunity cost in terms of labour market activities.

Diverse socioeconomic factors influence the employment-care relationship. The first independent variable considered refers to the type of care provided to non-co-

resident others that classify individuals as adult carers, childcarers or not care providers.

Regarding cohort effects, the average age and its squared were included in the estimation, which in addition to express the effect of the individuals' ages on the division and specialization of care, also controls for the different age structure among categories of the type of care provided.

Figure 2 – Italy. Age and sex distribution by extra-residential informal care provided. Year 2009.



Source: Own elaboration on FSS 2009 data.

Education was collected in the survey as the highest level of studies completed. Models consider two levels: Primary and secondary education or less, which is the reference category; and Tertiary education, corresponding to university.

Other factors that may influence employment status of extra-residential carers are related to household characteristics. The first, is a dummy variable that indicates if the individual is married, while the second indicates that there is a child under age 18 living with the family.

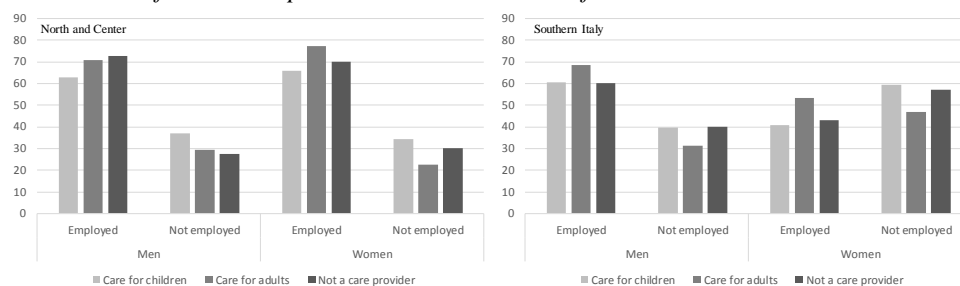
Finally, gender gaps in combining extra-residential care and employment seem to be more accentuated in Southern Italy (Figure 3). In fact, most women and men in the North and Center are employed despite of their extra-residential care responsibilities. In the South and Island, instead, not only employment is lower but also more than half of women caring for children (59.18%) or not caring are not employed (57.10%). A dummy variable that indicates whether the place of residence (Southern Italy or North and Center -reference category) was introduced to control for territorial differences that may affect the work-care-gender relationship in Italy.

Table 1 shows the percentage distribution and the average of the explanatory variables used in the analysis. A first assessment on gender differences can be observed in the percentage of carers: women care outside home more than men

independently if they are employed (m: 8.91% vs. w: 18.96%) or not (m: 9.39% vs. w: 16.68%). Moreover, the percentage of women who provide care to non-co-resident others is lower among not employed women (if compared to those employed) and almost equal among men.

Women in the sample are younger than men, and employed individuals are older than those without employment. The percentage of those with tertiary education is 1,8 times higher for employed women (21.44%) than for men (11.84%). There are also important differences between women living with co-resident children by employment status (e: 59.66% vs ne: 63.25%) if compared to men (e: 67.49% vs ne: 65.26%).

Figure 3 – Italy. Percentage distribution of employment status by extra-residential informal care provided and macro-area of residence.



Source: Own elaboration on FSS 2009 data.

Table 1 – Percentage distribution of dependent and independent variables considered in the analyses.

	Men		Women	
	Employed	Not employed	Employed	Not employed
Care for children	4.52	5.58	10.45	11.12
Care for adults	4.39	3.81	8.52	5.56
Age (mean)	42.30	37.23	40.78	34.32
Married	59.47	33.75	54.94	27.84
Tertiary	11.84	5.61	21.44	11.85
Co-resident children	67.49	65.26	59.66	63.25
Southern Italy	38.60	51.62	26.83	52.76

Source: Own elaboration on FSS 2009 data.

Only 26.83% of employed women live in Southern Italy, while among males reaches 38.60%. This value illustrates a situation with marked territorial differences: lower employment rates and greater gaps between male and female employment rates in the South and Islands if compared to the North and Center (Calamo & García-Pereiro 2014 & 2016).

4. Results

Binary logistic regression models on employment probabilities were computed separately for men (Table 2) and women (Table 3). They measure the effect of the type of extra-residential care on employment when controlling for: age, marital status, educational attainment, presence of children in the household and place of residence.

As can be seen from Table 2 adult caregivers are less likely to be employed than non-caregivers. Indeed, among men, the odds of being employed are 29% and 23% lower for those who take care of children and for adult carers, respectively, if compared to those who do not provide care. It is interesting to note that the likelihood of being employed while helping adults out of home became statistically significant when controlling for the macro-area of residence.

Table 2 – Men's employment probabilities. Results of the binary logistic regression models ($Exp(B)$ = Odds Ratio).

	1		2	
	Exp(B)	Sig.	Exp(B)	Sig.
(Not a care provider)				
Care for children	0.78	**	0.71	***
Care for adults	0.84		0.77	**
Age	1.86	***	1.87	***
Age2	0.99	***	0.99	***
Married	2.13	***	2.21	***
Tertiary	1.72	***	1.70	***
Co-resident children	0.96		1.01	
Southern Italy			0.48	***
Constant	0.00	***	0.00	***
-2 log likelihood	10014.88		9813.26	
R2	0.42		0.44	
N	10,961		10,961	

Source: Own elaboration on FSS 2009 data.

Table 3 shows that there are not differences in the employment status between women who care for adults and those who do not provide care outside home. Instead, women who take care of children have lower employment odds (27%) than not carers.

Gender differences in extra-residential care are observed only when taking care of adults, whilst both men and women who care for children are less likely to be employed than those who are not extra-residential care providers. Women seem to carry a heaviest burden because their employment probabilities do not differ from non-caregivers when they provide help to non-co-resident adults. So, they care and work simultaneously.

Once controlled for the type of informal care provided to non-co-resident others employment probabilities are positively affected by age and its squared meaning

that the effect is stronger as people get older. The odds of employment for men and women are higher among those married (2.2 & 1.5) and highly educated (1.7 & 1.5). Employment is negatively related to residing in Southern Italy: employment odds are 52% and 72% lower for men and women (respectively) living in the South and Island. The presence of co-resident children reduces women's likelihood of being employed by 11%. Models show greater employment likelihoods for men married and with tertiary education, and lower for women with children living in the household and from Southern Italy.

Table 3 – *Women's employment probabilities. Results of the binary logistic regression models (Exp(B)= Odds Ratio).*

	1		2	
	Exp(B)	Sig.	Exp(B)	Sig.
<i>(Not a care provider)</i>				
Care for children	0.82	**	0.73	***
Care for adults	1.04		0.98	
Age	1.82	***	1.86	***
Age2	0.99	***	0.99	***
Married	1.63	***	1.52	***
Tertiary	1.38	***	1.50	***
Co-resident children	0.81		0.89	***
Southern Italy			0.28	***
<i>Constant</i>	0.00	***	0.00	***
<i>-2 log likelihood</i>	7766.02		7291.01	
<i>R2</i>	0.42		0.47	
<i>N</i>	7,932		7,932	

Source: Own elaboration on FSS 2009 data.

5. Concluding remarks

The high levels of pressure that are facing the informal carers has been related not only to higher economic costs (Henretta, Grundy & Harris 2002, Pierret 2006, Wiemers & Bianchi 2015, Suh 2016) but also to physical and psychological negative health outcomes (Henretta, Grundy & Harris 2002, Do et al. 2014). These negative impacts cause the emergence of vulnerabilities among those who take care of people who are already vulnerable. Furthermore, the state and the society have completely ignored so far the economic value of informal care and the uneven distribution of care duties by age and sex (Pierret 2006, Dukhovnov & Zagheni 2015).

This study supports evidence from previous observations (Pavalko & Artis 1997, Carmichael & Charles 2003, Bittman et al. 2007, Berecki-Gisolf et al. 2008, Bolin et al. 2008, Carmichael et al. 2010, Lilly et al. 2010, Kotsadam 2011, Viitanen 2010, Crespo & Mira 2010, Nguyen & Connelly 2014). Overall, caregivers are less likely to be employed as non-caregivers even if they provide

care outside home (extra-residential). But there are important differences that deserve to be highlighted. Results show that women who care for adults also devote their time to paid work whilst women who care for children are less committed to paid employment than those who do not provide extra-residential care. There seems to be an absence of employment opportunity costs for women who care for adults: they care despite their active role in the labor market, being active in both care duties and career development and carrying a heavier burden. Nevertheless, this does not mean that they do not face other type of opportunity costs, i.e. in terms of time dedicated to work or leisure or health conditions (both physical and mental). Women's active presence at their own home, at the home of non-co-resident others who care for and in the labour market is producing not a dual but a triple burden.

Future research should consider that: first, some extra-residential care-givers will prefer to delegate its duties to formal care services, but this possibility will strongly depend on its availability and supply; second, caregivers' decisions also depend on incomes, needs and preferences of other household and non-household members; third, in Italy both men and women combine work and caring responsibilities outside home compromising employment. However, it will be interesting to test if this situation (mentally stressful, and physically exhausting) can also negatively affect caregivers' health. Fourth, extra-residential caregiving seems having a negative effect on labour market outcomes, especially for men, but it might be different when considering caring at home; fifth, allowing the effects of extra-residential caregiving to be different depending on full-time or part-time employment might show the effect of extra-residential caregiving on work hours; and finally, the gender gap in extra-residential care may be dependent upon the institutional and cultural context, thus further research should deepen geographical differences observed.

References

- BERECKI-GISOLF, J., LUCKE, J., HOCKEY, R., & DOBSON, A. 2008. Transitions into informal caregiving and out of paid employment of women in their 50s, *Social Science & Medicine*, 67(1), pp.122-127.
- BITTMAN, M., HILL, T., & THOMSON, C. 2007. The impact of caring on informal carers' employment, income and earnings: a longitudinal approach, *Australian Journal of Social Issues*, 42(2), pp. 255-272.
- BOLIN, K.; LINDGREN, B.; LUNDBORG, P. 2007. Your Next of Kin or your Own Career? Caring and Working among the 50+ of Europe, *Tinbergen Institute Discussion Paper*, No. 07-032/3, Tinbergen Institute, Amsterdam and Rotterdam.

- CALAMO, R. & GARCÍA PEREIRO, T. 2014. Occupazione femminile e fecondità in Italia tra cambiamenti e divergenze regionali, *Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica*, LXVIII, n.1, pp. 71- 78.
- CALAMO, R. & GARCÍA PEREIRO, T. 2016. L'évolution du travail des femmes en Italie: les inégalités entre les sexes et les difficultés de conciliation. In: PENNEC, S., GIRARD, C. & SANDERSON, J-P. (Ed/Eds) *Trajectoires et âges de la vie*. Association Internationale des Démographes de Langue Française (AIDELF).
- CARMICHAEL, F., & CHARLES, S. 2003. The opportunity costs of informal care: does gender matter?, *Journal of health economics*, 22(5), pp. 781-803.
- CARMICHAEL, F., CHARLES, S., & HULME, C. 2010. Who will care? Employment participation and willingness to supply informal care, *Journal of Health Economics*, 29(1), pp. 182-190.
- CASADO-MARÍN, D., GARCÍA-GÓMEZ, P., & LÓPEZ-NICOLÁS, Á. 2011. Informal care and labour force participation among middle-aged women in Spain, *SERIEs*, 2(1), pp. 1-29.
- CRESPO, L. 2006. Caring for Parents and Employment Status of European Mid-Life Women, *Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI)*, Working Paper 0615.
- CRESPO, L., & MIRA, P. 2010. Caregiving to elderly parents and employment status of European mature women, *Documentos de Trabajo (CEMFI)*, (7), 1.
- DAUTZENBERG, M. G., DIEDERIKS, J. P., PHILIPSEN, H., STEVENS, F. C., TAN, F. E., & VERNOOIJ-DASSEN, M. J. 2000. The competing demands of paid work and parent care: Middle-aged daughters providing assistance to elderly parents, *Research on Aging*, 22(2), pp. 165-187.
- DUKHOVNOV, D., & ZAGHENI, E. 2015. Who takes care of whom in the United States? Time transfers by age and sex, *Population and development review*, 41(2), pp. 183-206.
- ESPING-ANDERSEN, G. 1990. *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Cambridge: Polity Press.
- ESPING-ANDERSEN, G. 1999. *Social Foundations of Postindustrial Economies*, New York: Oxford University Press.
- ETTNER, S.L. 1996. The Opportunity Costs of Elder Care, *The Journal of Human Resources*, Winter, Vol. 31, No. 1, pp. 189-205.
- GARCÍA-MAINAR, I., MOLINA, J.A. & MONTUENGA, V. 2011. Gender Differences in Childcare: Time Allocation in Five European Countries. *Feminist Economics*, 17(1), pp. 119-150.
- HEITMUELLER, A. 2007. The chicken or the egg?: Endogeneity in labour market participation of informal carers in England, *Journal of health economics*, 26(3), pp. 536-559.

- HEITMUELLER, A. & MICHAUD, P-C. 2006. *Informal Care and Employment in England: Evidence from the British Household Panel Survey*, IZA Discussion Paper No. 2010.
- HENRETTA, J., GRUNDY, E. & HARRIS, S. 2002. The influence of socioeconomic and health differences on parents' provision of help to adult children: a British–United States comparison, *Ageing and Society*, 22, pp. 441-458.
- KOTSADAM, A. 2011. Does informal eldercare impede women's employment? The case of European welfare states, *Feminist Economics*, 17(2), pp. 121-144.
- KÜNEMUND, H. (2006). Changing welfare states and the “sandwich generation”: Increasing burden for the next generation?, *International Journal of Ageing and Later Life*, 1(2), pp. 11-29.
- LEIGH, A. 2010. Informal care and labor market participation, *Labour Economics*, 17(1), pp. 140-149.
- LEITNER, S. (2003). Varieties of familialism: The caring function of the family in comparative perspective, *European Societies*, 5(4), pp. 353-375.
- LILLY, M. B., LAPORTE, A., & COYTE, P. C. 2007. Labor market work and home care's unpaid caregivers: a systematic review of labor force participation rates, predictors of labor market withdrawal, and hours of work, *The Milbank Quarterly*, 85(4), pp. 641-690.
- MENG, A. 2012. Informal caregiving and the retirement decision, *German Economic Review*, 13(3), pp. 307-330.
- MICHAUD, P. C., HEITMUELLER, A., & NAZAROV, Z. 2010. A dynamic analysis of informal care and employment in England, *Labour Economics*, 17(3), pp. 455-465.
- MOSCAROLA, F. C. 2010. Informal caregiving and women's work choices: Lessons from the Netherlands, *Labour*, 24(1), 93-105.
- NGUYEN, H. T., & CONNELLY, L. B. 2014. The effect of unpaid caregiving intensity on labour force participation: Results from a multinomial endogenous treatment model, *Social Science & Medicine*, 100, pp. 115-122.
- PAVALKO, E. K., & ARTIS, J. E. 1997. Women's caregiving and paid work: Causal relationships in late midlife, *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 52(4), S170-S179.
- PIERRET, C. R. 2006. Sandwich Generation: Women Caring for Parents and Children, *The Monthly Lab. Rev.*, 129, 3.
- SPIESS, C.K. & SCHNEIDER, A.U. 2003. Interactions between care-giving and paid work hours among European midlife women, *Ageing & Society*, Vol. 23, No. 1, pp. 41-68.

- SUH, J. 2016. Measuring the “sandwich”: Care for children and adults in the American Time Use Survey 2003–2012, *Journal of family and economic issues*, pp. 1-15.
- VAN HOUTVEN, C. H., COE, N. B., & SKIRA, M. M. 2013. The effect of informal care on work and wages, *Journal of health economics*, 32(1), pp. 240-252.
- VIITANEN, T. K. 2005. Informal elderly care and female labour force participation across Europe, *ENEPRI Research report*, no. 13.
- VIITANEN, T. K. 2010. Informal eldercare across Europe: Estimates from the European community household panel, *Economic Analysis and Policy*, 40(2), pp.149-178.
- WOLF, D.A. & SOLDI, B.J. 1994. Married Women’s Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents, *The Journal of Human Resources*, Vol. 29, No.4, pp. 1259-1276.
- WIEMERS, E. E., & BIANCHI, S. M. 2015. Competing demands from aging parents and adult children in two cohorts of American women, *Population and Development Review*, 41(1), pp. 127-146.

SUMMARY

Helping while working? women as providers of child and adult care in Italy

This article analyses self-declared help given for free to non-co-residing people in terms of adult and childcare to show gender differences and associated employment opportunity costs in Italy. Using data from the Family and Social Subjects Survey (FSS) carried out by ISTAT in 2009, extra-residential care types are regressed against individual and household characteristics. Empirical results show a clear inequality pattern in inter-household care between men and women, with this disparity being more evident in Southern Italy. Women seem to carry a heaviest burden because their employment probabilities do not differ from those of non-caregivers while providing help to non-co-resident adults. Model estimates reveal that, in general, the possible work opportunity costs associated to this type of care are mainly influenced by individual characteristics and, among women, by the presence of young children in the household.

Thaís GARCÍA PEREIRO, Università degli Studi di Bari “Aldo Moro”,
tgarciapereiro@gmail.com

OVEREDUCATION AND GENDER PAY GAP TRA I LAVORATORI ITALIANI CON ISTRUZIONE TERZIARIA

Valentina Ferri

1. Introduzione

L'*overeducation* è un fenomeno presente non solo dove l'offerta di capitale umano è molto elevata, bensì riguarda anche Paesi con caratteristiche come l'Italia, dove la domanda di capitale umano è inferiore, in quanto il tessuto produttivo è principalmente costituito da settori manifatturieri tradizionali (Manacorda e Petrongolo, 1999).

Si definiscono *overeducated* i lavoratori che possiedono un livello di istruzione più elevato del necessario (Sloane, 2014). Il fenomeno è oggetto d'interesse di molti studiosi dell'istruzione e del mercato del lavoro, in quanto porta ad una serie di squilibri. Anzitutto in termini di salari, un diverso inquadramento rispetto al livello di studi può contribuire a delle penalizzazioni salariali. In secondo luogo, tale forma di *mismatch* può creare problemi di produttività, in quanto diminuisce la motivazione del lavoratore e intervengono aspetti legati ai comportamenti. Il fenomeno, inoltre, pone dei problemi di efficienza sulla spesa pubblica in istruzione (Groot, 1996; McGuinness, 2006).

Si presume che l'*overeducation* sia maggiormente concentrata nelle fasce di popolazione con istruzione terziaria, tuttavia se dal punto di vista salariale questo potrebbe creare delle distorsioni, l'obiettivo è capire se possa acuire o meno il *gender pay gap*. In un confronto europeo, gli autori trovano che in Italia il *gender pay gap* ammonta al 14-18%, aumenta nell'ultima parte della distribuzione, quella più elevata, e nel settore pubblico non è significativo.

Nel presente lavoro si stimerà il differenziale salariale tra uomini e donne, focalizzando l'attenzione sui lavoratori *overeducated* e *properly educated*. Inoltre, essendo la quota di donne laureate molto elevata in Italia, si è scelto di studiare il *gender pay gap* relativamente ad individui con istruzione terziaria.

Il paper è così suddiviso: nel successivo paragrafo si farà riferimento alla letteratura sul tema, nel terzo paragrafo si spiegheranno gli aspetti metodologici, nel quarto i dati e le statistiche descrittive, nel quinto si commenteranno i risultati, nell'ultimo si riportano le conclusioni.

2. Letteratura

Lo studio su *overeducation* and *gender pay gap* è molto interessante nel caso italiano. Se da una parte gli individui con istruzione terziaria sono pochi relativamente al resto d'Europa, le donne che si laureano rappresentano una quota elevata. La scarsa capacità del sistema produttivo italiano, di assorbire capitale umano altamente qualificato è ormai da tempo evidente, pertanto il problema dell'*overeducation* è molto significativo nel nostro Paese.

Un'analisi condotta su 25 Paesi conclude che l'incidenza dell'*overeducation* varia dal 10,0% al 42,0%. In media, il 26,0% di tutti i lavoratori negli Stati Uniti sono *overeducated* e il 22,0% nei Paesi europei (Groot e van den Brink, 2000).

Inoltre, dai dati (ISFOL PLUS 2005-2014) emerge che la percentuale di persone che lavorano in ruoli in cui si richiederebbe un livello di istruzione inferiore è il 33,0% (34,8% tra i maschi; 31,5% tra le femmine) (Castagnetti *et al.*, 2017). Nei dati utilizzati per questo lavoro emerge una quota leggermente più alta con quanto riscontrato in letteratura, probabilmente perché si tratta dei soli laureati. Si dichiarano *overeducated* il 33,8% degli uomini e il 37,9% delle donne.

In letteratura non sono molti gli studi che si focalizzano sull'*overeducation* e sull'effetto che esso esercita sui salari. Il presente contributo mira invece a riflettere su una ulteriore problematica che affligge il mercato del lavoro: il *gender pay gap*. Tra i lavori che trattano tale differenziale, alcuni rivelano che l'*overeducation* non contribuisce in maniera sostanziale alla discriminazione salariale di genere, in particolare in Australia, Li e Miller (2012) e in Germania Boll e Leppin (2016). In questo caso gli autori partono dal presupposto che i laureati dovrebbero essere maggiormente coinvolti dal fenomeno della sovraistruzione e mostrano il 27% del differenziale uomo/donna (Boll e Leppin, 2013). In questo lavoro s'intende stimare il differenziale salariale tra donne e uomini con un titolo d'istruzione terziaria, a pochi anni dalla laurea e che dichiarano di possedere un titolo di istruzione più elevato rispetto all'inquadramento contrattuale. In tal modo assieme al fenomeno già noto in letteratura come *gender pay gap*, si vuol comprendere se si aggiunge un effetto dovuto all'essere o meno sovraistruiti.

3. Metodologia e strategia econometrica

Si parte dalla stima dell'equazione minceriana per il campione dei lavoratori e dei soli dipendenti suddivisi in *overeducated* e non, nella quale il (log) salario viene considerato funzione di una serie di variabili e della variabile dummy *overeducated*. Successivamente si passa al calcolo del differenziale salariale. La

metodologia utilizzata per la scomposizione dei differenziali salariali è innanzitutto la classica scomposizione Oaxaca-Blinder, la quale permette di comprendere quali differenze salariali vi siano tra uomini e donne laureati nell'ambito lavorativo. Successivamente si utilizzerà un'estensione della stessa attraverso la scomposizione *Recentered influence function (RIF) Regression* (Firpo, Fortin, Lemieux, 2009).

La metodologia Oaxaca-Blinder consiste nello scomporre il differenziale in due componenti: spiegata e non spiegata. La prima componente è dovuta alla differenza tra le caratteristiche medie. La componente che si riferisce alla parte non spiegata è la seconda, l'effetto coefficiente. Pertanto, se il differenziale è dovuto principalmente all'effetto del *gender gap*, questo potrebbe indicare la presenza di discriminazioni dovute al fenomeno di studio.

Un approccio completo, molto vicino alla scomposizione Oaxaca-Blinder originale, utilizza le regressioni *Recentered Influence Function (RIF)* proposte da Firpo, Fortin e Lemieux (2009). L'idea è di utilizzare la *recentered influence function* per la distribuzione delle statistiche di interesse invece della normale variabile di outcome Y, come variabile al lato sinistro in una regressione. Una volta stimata la regressione RIF, i coefficienti risultanti per i due gruppi di interesse vengono utilizzati per la scomposizione Oaxaca-Blinder.

I due gruppi che verranno utilizzati sono dunque gli uomini e le donne, dopo aver verificato l'esistenza di un differenziale salariale sul campione totale, il campione si suddividerà in *overeducated* (sovraistruiti) e *properly educated* (giustamente inquadrati). Per ognuno dei due gruppi si ripeteranno le stime e si verificheranno eventuali squilibri salariali.

4. Dati e statistiche descrittive

I dati utilizzati sono di fonte ISTAT e provengono dall'indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati. Tale indagine ha la finalità di conoscere la condizione e il percorso occupazionale dei laureati a distanza di alcuni anni dal conseguimento del titolo. Trattasi di laureati intervistati dopo 4 anni dalla laurea conseguita nel 2011.

La variabile dipendente è il logaritmo della variabile reddito netto da attività prevalente, corretta per il coefficiente part time, dunque la variabile la chiameremo reddito *full time equivalent*¹. Verranno presentate le stime che comprendono

¹ Tale coefficiente consente di portare i redditi mensili dei part time allo stesso livello dei lavoratori full time, equiparando il reddito netto dei lavoratori part time ai contratti full time.

indistintamente tutti gli occupati e le stime che, facendo riferimento ai soli lavoratori dipendenti, trattano dei differenziali salariali.

Tabella 1 – *Statistiche descrittive, principali variabili incluse nelle stime.*

Stats	mean	sd	N	min	Max	p50
Reddaggiust tutti i lavori	1.491,6	6.523,6	37.045	3.066,7	9.800,0	1.410,0
Reddaggiust lavoro dipendente	1.576,3	5.552,2	27.012	3.066,7	9.800,0	1.520,0
Voto laurea	102,5	7,9	42.231	52	111	104
Femmina	0,571	0,495	42.231	0	1	1
Overeducated	0,362	0,481	35.852	0	1	0
Pubblico	0,214	0,410	42.223	0	1	0
Tempo determinato	0,410	0,492	28.344	0	1	0
Part-time	0,226	0,418	41.453	0	1	0
Legislatori, imprenditori, dirigenti	0,009	0,097	39.983	0	1	0
Prof. Intellettuali	0,399	0,490	39.983	0	1	0
Prof. tecniche	0,370	0,483	39.983	0	1	0
Prof. esecutive nel lavoro d'ufficio	0,122	0,327	39.983	0	1	0
Prof. qualificate attività commerciali	0,080	0,272	39.983	0	1	0
Artigiani, operai specializzati e agricoltori	0,003	0,053	39.983	0	1	0
Conduttori di impianti, operai	0,001	0,028	39.983	0	1	0
Prof non qualificate	0,002	0,049	39.983	0	1	0
Forze armate	0,013	0,115	39.983	0	1	0
Lavoro dipendente	0,694	0,461	41.454	0	1	1

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

Le stime saranno effettuate tenendo conto del differenziale di genere tra *overeducated*². Nella Tabella 1 sono riportate le statistiche descrittive, la media del reddito *full time equivalent* è di 1.491,6 euro per tutti i lavoratori e di 1.576,3 per i soli lavoratori dipendenti. Il voto di laurea medio è 102,5. Il 36,2% dei lavoratori sono sovraistruiti, lavorano nel pubblico il 21,4% dei lavoratori del campione. E' a tempo determinato il 41% ed è in part time il 22,6%. I lavoratori sono inquadrati fondamentalmente come professioni intellettuali, scientifiche e di elevata specializzazione; professioni tecniche e professioni esecutive nel lavoro d'ufficio.

Oltre alle statistiche descrittive presenti nella tabella, nelle stime sono incluse altre variabili, si è controllato infatti per settore, per il background familiare (lavoro padre, lavoro madre), per classe di età, per tipologia di lauree, per anni di studio, per settore economico utilizzando la variabile ATECO cui si è aggiunta la categoria pubblica amministrazione.

² La definizione di *overeducated*, è stata ricavata dalla domanda del questionario: "La laurea era richiesta per accedere al lavoro?" Sono stati considerati *overeducated* coloro che hanno risposto "No, non era richiesta la laurea ma è servita", oppure "No, non era richiesta la laurea e non è servita".

Tabella 2 – *Reddito netto mensile da attività prevalente, per sesso e per tipologia di mismatch (euro).*

	Tutti i lavoratori					
	N	mean	Sd	max	min	p50
M properly educated	8866	1.619	664	8.067	307	1.580
M overeducated	5408	1.465	647	9.543	310	1.400
F properly educated	10566	1.438	6.33	8.889	307	1.410
F overeducated	6564	1.303	549	8.889	308	1.280
	Lavoratori dipendenti					
M properly educated	6397	1.716	574	8000	330	1.630
M overeducated	3860	1.547	533	7.429	320	1.500
F properly educated	7590	1.524	529	8.057	307	1.500
F overeducated	5020	1.377	472	7.143	333	1.350

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

Come si può osservare nella Tabella 3, c'è un'ampia discriminazione di genere tra uomini e donne, anche osservando i redditi corretti lungo la distribuzione. Sul totale dei lavoratori, in cui figurano tutte le tipologie di professioni (ISCO), possiamo avere un dato distorto perché figurano anche i lavoratori autonomi, i liberi professionisti. Tuttavia, quando si osserva la scomposizione del salario mensile solo sui lavoratori dipendenti, la discriminazione di genere sembra riportare gli stessi valori mediani che testimoniano un maggior differenziale salariale per coloro i quali dichiarano essere giustamente inquadrati. Si riscontrano valori molto simili tra dipendenti e lavoratori totali, nell'ultima parte della distribuzione. Tali valori ancora una volta mostrano differenze di genere più elevate tra uomo e donna nel caso di coloro i quali si dichiarano giustamente inquadrati rispetto al livello di istruzione. Se si guarda la prima parte della distribuzione, sembra che tra i lavoratori *overeducated* e *properly educated* ci sia una simile differenza di genere. La differenza media più acuta tra uomo e donna, e dunque la penalizzazione più elevata, è per gli *overeducated* nella prima parte della distribuzione.

Tabella 3 – *Differenze medie di (ln)reddito mensile da attività prevalente tra uomo e donna per quantili tra lavoratori overeducated e properly educated.*

		q10	q50	q90
Tutti i lavoratori	overeducated	0,151	0,074	0,106
	properly educated	0,037	0,082	0,144
Lavoratori dipendenti	overeducated	0,086	0,069	0,097
	properly educated	0,105	0,070	0,144

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

5. Risultati

La regressione OLS (Tabella 4) mostra la stima dell'equazione minceriana nei sottocampioni di *overeducated* e *properly educated*. I redditi netti mensili da attività principale si riducono per le donne giustamente inquadrare più che per le donne sovraistruite. Se nel primo sottocampione, il valore risulta in linea con la letteratura, per le donne sovraistruite invece si rileva che i coefficienti sono inferiori. Avere una laurea specialistica favorisce l'aumento del reddito. E' interessante osservare che i contratti part time hanno maggiore influenza positiva sui *properly educated*, invece sugli *overeducated* l'aumento è minimo, soprattutto sui lavoratori dipendenti. Lavorare al sud riduce il reddito da lavoro del 13/14% per gli *overeducated*, riduce di ca. il 10% per coloro che sono giustamente inquadrati. Lavorare all'estero aumenta di ca. il 32% il reddito, mentre per chi è sovraistruito del 26%. Sembra che molte lauree non incidano sulla variabile dipendente per i sovraistruiti. Più la categoria professionale è elevata, meno è elevato il coefficiente relativo al reddito degli *overeducated* a confronto con quello dei *properly educated*. La tipologia contrattuale non si differenzia tra *overeducated* e *properly educated* in termini di correlazione con i salari.

Tabella 4– Equazione minceriana, stima OLS sul campione suddiviso in *overeducated* and *properly educated*, su tutti i lavoratori e sui soli lavoratori dipendenti.

	LNReddfte OvereTOTLAV	LNReddfte PropTOTLAV	LNSalarifte OvereLAVDIP	LNSalarifte PropeLAVDIP
	b/se	b/se	b/se	b/se
fem	-0.063*** (0.011)	-0.084*** (0.008)	-0.050*** (0.010)	-0.080*** (0.008)
eta_laurea~r	0.003 (0.011)	0.043*** (0.005)	0.002 (0.010)	0.030*** (0.005)
Voto laurea	0.002** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)
durata_studi	0.003 (0.003)	-0.006*** (0.002)	0.002 (0.003)	-0.003 (0.002)
lau_special	0.078*** (0.016)	0.012 (0.012)	0.068*** (0.016)	0.044*** (0.011)
parttime	0.071*** (0.015)	0.119*** (0.014)	0.034** (0.016)	0.113*** (0.017)
lavorasud	-0.135*** (0.016)	-0.120*** (0.012)	-0.141*** (0.016)	-0.103*** (0.013)
lavoraestero	0.264*** (0.024)	0.328*** (0.025)	0.244*** (0.025)	0.321*** (0.027)
Ingegn arch agraria	-0.004 (0.033)	-0.090*** (0.017)	0.008 (0.032)	-0.076*** (0.017)
Sci Chim Geo-biol	-0.027 (0.033)	-0.072*** (0.016)	-0.019 (0.032)	-0.074*** (0.015)
EcoStat.PolSoc.Giuri	-0.048 (0.031)	-0.093*** (0.015)	-0.033 (0.030)	-0.050*** (0.015)

	LNReddfte OvereTOTLAV	LNReddfte PropTOTLAV	LNSalarifte OvereLAVDIP	LNSalarifte PropeLAVDIP
Letter ling psico edfis	-0.096*** (0.032)	-0.171*** (0.016)	-0.080** (0.031)	-0.139*** (0.015)
Prof intel sci e special	-0.114* (0.059)	-0.251*** (0.079)	-0.070 (0.055)	-0.204*** (0.056)
Prof tecniche	-0.122** (0.059)	-0.263*** (0.078)	-0.095* (0.054)	-0.232*** (0.056)
Prof esec lav d'uff	-0.194*** (0.059)	-0.315*** (0.079)	-0.148*** (0.054)	-0.283*** (0.057)
Prof qua comm e serv	-0.185*** (0.060)	-0.386*** (0.082)	-0.150*** (0.055)	-0.342*** (0.059)
Artigiani, op	-0.215** (0.086)	-0.253** (0.125)	-0.244*** (0.075)	-0.291** (0.113)
Cond.imp, op. macc mob	-0.156** (0.073)	-0.069 (0.113)	-0.126* (0.067)	-0.021 (0.098)
Profes n qualificate	-0.207*** (0.074)	-0.605*** (0.098)	-0.153** (0.074)	-0.539*** (0.081)
Forze armate	0.079 (0.087)	-0.188** (0.082)	0.120 (0.087)	-0.150** (0.060)
Lavoro di co co co	-0.093*** (0.031)	-0.083*** (0.024)		
Lavoro di prest occ	-0.222*** (0.042)	-0.242*** (0.035)		
Lavoro dip t.det	0.171*** (0.026)	0.162*** (0.018)		
Lavoro dip t.indet	0.285*** (0.026)	0.302*** (0.017)		
tempdet			-0.113*** (0.009)	-0.149*** (0.009)
Altri controlli	Sì	Sì	Sì	Sì
_cons	7.083*** (0.130)	7.340*** (0.114)	7.325*** (0.126)	7.540*** (0.096)
Obs	10714	18130	8007	13231
Adj. R-Squ~e	0.265	0.281	0.230	0.251

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari. Altri controlli (Lavoro padre/madre; tipologia contrattuale; settore)

In questa sezione si mostrano i risultati empirici. Si parte dunque dalla scomposizione Oaxaca-Blinder, con cui vengono stimati i differenziali. La componente non spiegata può essere interpretata come un effetto trattamento, nonostante non si possa definire un vero rapporto causa effetto (Fortin, Firpo, Lemieux, 2010). Da questa prima scomposizione emergono risultati molto simili in termini di differenziali uomo donna. In ambo la Tabella 5 e la Tabella 6, emerge che il *gender pay gap*, sia che si considerino i lavoratori tutti, sia che si considerino i soli dipendenti si attesta attorno ad un valore che va dal 12% al 13,3%.

La percentuale del differenziale dovuto alla discriminazione di genere è ca. del 50% sia per il campione totale, sia per gli *overeducated*. L'effetto discriminazione pare cresca invece per i giustamente inquadrati, arrivando al 70% ca.

Tabella 5 - *Scomposizione Oaxaca-Blinder dei differenziali di reddito da attività prevalente.*

	LnRedd	LnReddOvered	LnReddPropered
male	7.282*** (0.005)	7.215*** (0.008)	7.314*** (0.006)
female	7.152*** (0.005)	7.095*** (0.008)	7.186*** (0.007)
difference	0.129*** (0.007)	0.120*** (0.012)	0.127*** (0.009)
explained	0.052*** (0.005)	0.057*** (0.008)	0.044*** (0.007)
unexplained	0.077*** (0.007)	0.063*** (0.011)	0.084*** (0.008)
Obs	28344	9368	14649

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

Tabella 6 – *Scomposizione Oaxaca-Blinder dei differenziali salariali dei lavoratori dipendenti.*

	Ln Salari	Ln Salari Overed	Ln Salari Propered
male	7.371*** (0.005)	7.306*** (0.007)	7.401*** (0.006)
female	7.238*** (0.005)	7.180*** (0.008)	7.273*** (0.007)
difference	0.133*** (0.007)	0.126*** (0.010)	0.128*** (0.009)
explained	0.063*** (0.005)	0.076*** (0.008)	0.048*** (0.006)
unexplained	0.070*** (0.006)	0.050*** (0.010)	0.080*** (0.008)
Obs	42231	13671	22181

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

Si è applicata la stessa scomposizione Oaxaca-Blinder classica alla Recentered Influence Function regression (Tabella 7 e Tabella 8). Di seguito si riportano i risultati che riguardano i lavoratori tutti. Come si può osservare dalla Tabella 7, il differenziale è del 16,4%; 10,2% e 16,5%. Per ciò che riguarda i lavoratori giustamente inquadrati, la differenza è nell'ultima parte della distribuzione, la mediana ha gli stessi risultati; sulla parte bassa e la parte alta della distribuzione si riscontrano delle differenze rispetto agli *overeducated*.

Tabella 7 – Differenziali redditi mensili *overeducated full time equivalent* da attività principale. Metodo *Recentered Influence Function regression*.

	OVRif10Quant	OVRif50Quant	OVRif90Quant
	b/se	b/se	b/se
male	6.766*** (0.016)	7.345*** (0.005)	7.884*** (0.012)
female	6.602*** (0.015)	7.243*** (0.005)	7.719*** (0.009)
difference	0.164*** (0.022)	0.102*** (0.007)	0.165*** (0.015)
explained	-0.010 (0.011)	0.034*** (0.004)	0.053*** (0.008)
unexplained	0.174*** (0.023)	0.068*** (0.007)	0.112*** (0.015)
Obs	12152	12152	12152

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

Tabella 8 – Differenziali redditi mensili *properly educated, full time equivalent* da attività principale. Metodo *Recentered Influence Function regression*.

	PERif10Quant	PERif50Quant	PERif90Quant
male	6.790*** (0.010)	7.413*** (0.004)	8.150*** (0.016)
female	6.760*** (0.013)	7.324*** (0.003)	7.797*** (0.006)
difference	0.030* (0.016)	0.090*** (0.005)	0.353*** (0.017)
explained	0.002 (0.008)	0.025*** (0.003)	0.027*** (0.009)
unexplained	0.028 (0.017)	0.065*** (0.005)	0.326*** (0.017)
Obs	20.598	20.598	20.598

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

Da questi primi risultati si potrebbe prendere in considerazione l'ipotesi che l'*overeducation*, per i lavoratori tutti, contribuisca al *gender pay gap*, solo nella parte più bassa della distribuzione, come emergeva dalle differenze medie (Tabella 3). I coefficienti relativi alle restanti parti della distribuzione del campione *overeducated* risultano essere anche più bassi del campione dei *properly educated*.

Per quanto riguarda i soli lavoratori dipendenti (Tabella 9), si può osservare che il contributo dell'effetto sovraistruzione nella parte bassa della distribuzione, fino alla mediana, è poco significativo e comunque con un coefficiente basso. E' nella parte alta che del 10% dell'intero differenziale, l'80% è spiegato dalla discriminazione di genere per i sovraistruiti. Nel caso dei lavoratori giustamente inquadrati (Tabella 10), il differenziale risulta più elevato toccando nella parte alta

della distribuzione il 23,6%, tuttavia la parte dovuta all'effetto coefficiente è tra il 60% e l'80% del differenziale in tutti i quantili considerati.

Tabella 9 – Differenziali salariali di genere per i lavoratori alle dipendenze *Overeducated*. Metodo *Recentered Influence Function regression*.

	OVRif10Quant	OVRif50Quant	OVRif90Quant
male	6.960*** (0.012)	7.345*** (0.005)	7.713*** (0.010)
female	6.872*** (0.011)	7.281*** (0.004)	7.613*** (0.008)
difference	0.088*** (0.016)	0.064*** (0.007)	0.100*** (0.013)
explained	0.077*** (0.009)	0.048*** (0.004)	0.021*** (0.007)
unexplained	0.011 (0.017)	0.016** (0.007)	0.079*** (0.013)

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

Tabella 10 – Differenziali salariali di genere per i lavoratori alle dipendenze *Properly educated*. Metodo *Recentered Influence Function regression*.

	PERif10Quant	PERif50Quant	PERif90Quant
male	7.102*** (0.004)	7.450*** (0.004)	7.895*** (0.015)
female	7.017*** (0.007)	7.365*** (0.003)	7.659*** (0.006)
difference	0.085*** (0.008)	0.085*** (0.005)	0.236*** (0.016)
explained	0.025*** (0.004)	0.035*** (0.003)	0.043*** (0.009)
unexplained	0.061*** (0.008)	0.050*** (0.005)	0.193*** (0.016)

Note: Elaborazioni proprie su dati ISTAT 2015. Applicazione dei pesi campionari.

6. Conclusioni

In questo studio emerge che tra i laureati nel 2011, intervistati nel 2015, coloro che si dichiarano sovraistruiti rispetto al ruolo svolto nell'ambito lavorativo sono il 33,8% degli uomini e il 37,9% delle donne. Inoltre emerge, quando si considerano tutti i lavoratori, che le donne *overeducated* soffrono di una penalizzazione salariale nella parte bassa della distribuzione. Quando invece si prende in considerazione il lavoro alle dipendenze, emerge, coerentemente con lo stato dell'arte, che il differenziale più elevato si polarizza nella parte alta della distribuzione.

Sembrerebbe pertanto che gli *overeducated* non soffrano di un differenziale salariale tra uomo e donna, non più di quanto avvenga per gli individui giustamente inquadrati, anzi con molti dei metodi utilizzati il *gender pay gap* risulta meno significativo per gli individui sovraistruiti. E' come se la discriminazione dell'*overeducation* diminuisse l'effetto della discriminazione di genere.

In letteratura esistono alcune possibili spiegazioni su queste evidenze: probabilmente, nel caso dei sovraistruiti è più evidente che le donne abbiano scelto di investire nella carriera, pertanto questo indurrebbe un comportamento meno distorto da parte dei datori di lavoro che sentono di poter investire maggiormente nella componente femminile così come investono su quella maschile (Castagnetti *et al.*, 2017; Li e Miller, 2012). Per poter dare maggior fondamento alle prime evidenze empiriche di questo studio, si continuerà cercando di tener conto di una serie di altre metodologie di scomposizione, possibilmente tenendo conto del *selection bias* rispetto alla partecipazione al mercato del lavoro, nonché all'*overeducation*. I dati non danno la possibilità di tener conto delle diverse unità di tempo, tuttavia, ci si propone di realizzare la stessa tipologia di analisi utilizzando data set che offrono questa opportunità.

Riferimenti bibliografici

- GROOT W., VAN DEN BRINK H. M., 2000. Overeducation in the labor market: a meta-analysis. *Economics of education review*, Vol. 19, No. 2, pp.: 149-158.
- LI I., MILLER P. W., 2012. Gender discrimination in the Australian graduate labour market, *IZA DP*, No. 6595.
- BLINDER A., 1973. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *Journal of Human Resources*, Vol. 8, pp.: 436-455.
- BOLL C., LEPPIN J. S., SCHÖMANN K., 2016. Who is overeducated and why? Probit and dynamic mixed multinomial logit analyses of vertical mismatch in East and West Germany. *Education Economics*, Vol. 24, No. 6, pp.: 639-662.
- CANAL T., GUALTIERI V., 2018. Il punto su donne e lavoro, INAPP Policy brief, n.6, Marzo.
- CASTAGNETTI C., ROSTI L., TOEPFER M., forthcoming. Overeducation and the Gender Pay Gap in Italy. *International Journal of Manpower*.
- FORTIN S., LEMIEUX T., FIRPO S., 2010. Decomposition methods in economics. In ASHENFELTER, CARD (Eds), *Handbook of Labor Economic*, Elsevier.
- FIRPO S., FORTIN N., LEMIEUX T., 2009. Unconditional Quantile Regressions, *Econometrica*, Vol. 77, pp.: 953-973.

- MANACORDA M., PETRONGOLO B., 1999. Skill Mismatch and Unemployment in OECD Countries Marco Manacorda. *Economica*, Vol. 66, No. 262, pp.: 181-207.
- OAXACA R., 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, Vol. 14, pp.: 693-709.
- SLOANE P. J., 2014. Overeducation, skill mismatches, and labor market outcomes for college graduates. *IZA World of Labor*.

SUMMARY

Overeducation and gender pay gap in Italian graduate labour market

The paper aims to analyze the gender pay gap among Italian graduates overeducated workers and among properly educated workers. We use ISTAT data of 2015, a sample survey of graduates who attained the university degree in 2011. The survey investigates about employment conditions, earnings, educational experience, graduates' transition to labour market.

Our analysis shows the relationship between overeducation and earning and highlights gender pay gap. In order to estimate the decomposition of gender pay gap, firstly we estimate a Mincer-type wage equation separately for overeducated and properly educated. Secondly, we use the classical decomposition method of Oaxaca Blinder decomposition and the OB decomposition on Recentered Influence Function (RIF) Regression.

DISUGUAGLIANZE E DISCRIMINAZIONI NEI CONFRONTI DELLE PERSONE LGBT: QUALE CONTRIBUTO DELLA STATISTICA UFFICIALE?

Eugenia De Rosa, Francesca Inglese

1. Introduzione

La condizione delle persone lesbiche, gay, bisessuali e transgender (LGBT) è un ambito ancora scarsamente esplorato dalla ricerca sociale e dalla statistica ufficiale in Italia. A determinare tale ritardo hanno contribuito diversi fattori, tra cui la contrastata messa in discussione del principio dicotomico “omosessualità – eterosessualità” che a lungo ha strutturato la conoscenza sociale, assicurando un efficace strumento di controllo e ordine sociale (Scaramella, 2016).

Eterogeneità e complessità definitoria delle popolazioni LGBT rendono gli studi che riguardano tali gruppi molto complessi e, d'altra parte, molteplici sono le questioni metodologiche che si pongono nelle indagini dirette. Tali problematiche rinviano a: difficoltà nel rilevare aspetti che afferiscono all'identità e all'affettività; molteplicità di categorie di autoidentificazione riferite all'orientamento sessuale e all'identità di genere dalle quali derivano differenti modalità di operationalizzare le definizioni teoriche e differenti risultati a seconda della definizione utilizzata; sensibilità dei quesiti sulla sessualità e l'identità di genere. Ulteriori problematiche sorgono qualora ci si pongono obiettivi di stima. L'assenza di una lista di partenza di persone di cui sono noti orientamento sessuale e identità di genere, e la reticenza dei soggetti a fornire tali informazioni rende costosi e non facilmente realizzabili disegni di campionamento probabilistici efficienti e indagini che abbiano gli standard di qualità desiderati. Un approccio di tipo integrato (mixed methods), ovvero una strategia che prevede nell'ambito di un medesimo processo di ricerca l'utilizzo e l'integrazione di approcci qualitativi e quantitativi (Teddlie e Yu, 2007; Creswell e Plano Clark, 2007), si è rivelato il più adatto e flessibile ad affrontare la complessità degli studi che coinvolgono le diverse componenti della popolazione LGBT (Barbagli e Colombo, 2007; Saraceno 2003; Lelleri, 2006; Porrovecchio, 2011), così come il fenomeno specifico delle discriminazioni sul lavoro per orientamento sessuale e identità di genere (Arcigay, 2011).

Il lavoro costituisce l'ambito centrale della tutela contro la discriminazione fondata sull'orientamento sessuale, sia nel diritto dell'Unione Europea che nella giurisprudenza italiana. La principale normativa di riferimento, la direttiva europea "Employment and Equality" (Council Directive 2000/78/EC), ha trovato attuazione in Italia con il decreto legislativo 216/2003 (modificato dalla legge 101/2008) che di fatto "stabilisce un quadro generale per la parità di trattamento in materia di occupazione e di condizioni di lavoro" e vieta le discriminazioni dirette e indirette in rapporto all'accesso all'occupazione ed al lavoro, contemplando anche la discriminazione come molestia, cioè "quei comportamenti indesiderati... aventi lo scopo o l'effetto di violare la dignità di una persona e di creare un clima intimidatorio, ostile, degradante, umiliante od offensivo". Non menzionando però l'identità di genere tra i fattori di rischio ne rende maggiormente incerta la diretta applicazione.

Dati ufficiali e sistematici che consentano di monitorare la condizione delle persone LGBT nel mercato del lavoro e indirizzare politiche efficaci non sono disponibili. Le fonti informative sugli episodi di discriminazioni riconducibili a fonti giudiziarie, osservatori e sportelli sul tema, oltre a risentire fortemente dei fenomeni del mis-reporting e under-reporting, non sono armonizzate offrendo un quadro parziale, disomogeneo e relativamente povero di informazioni.

L'associazionismo rappresenta un'importante fonte conoscitiva sulle comunità LGBT e sulle discriminazioni subite dalle stesse producendo un'analisi, che seppure non aderente agli standard di qualità della statistica ufficiale, consente di monitorare il fenomeno e fornire indicazioni utili alla progettazione di servizi di supporto per i soggetti a rischio di discriminazione.

Scarse e non sistematiche sono le survey su vasta scala. La ricerca "Io sono io lavoro" condotta da Arcigay nel 2010, con il finanziamento del Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali, ha affrontato la tematica delle discriminazioni sul lavoro per orientamento sessuale e identità di genere considerando il punto di vista delle persone LGBT e degli stakeholder. La ricerca ha previsto una survey on-line rivolta alle persone maggiorenni LGBT che abitavano in Italia e si autodefinivano tali, la realizzazione di interviste in profondità a persone LGBT discriminate sul lavoro e la realizzazione di interviste semi-strutturate agli stakeholder. Una stima ufficiale delle discriminazioni lavorative subite dalle persone omosessuali e bisessuali sul lavoro (e di tale popolazione) è stata fornita dall'Indagine sulle discriminazioni (2011) dell'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT).

Tale scenario si scontra con una forte domanda conoscitiva e di costruzione di indicatori, espressa a livello nazionale e internazionale, da parte di una serie di attori della società civile e dell'associazionismo LGBT (es. il rainbow Index di International Lesbian, Gay, Bisexual, Trans and Intersex Association - ILGA e il Trans Rights Europe Index di Transgender Europe - TGEU), e da organizzazioni

internazionali ed europee. Tra le azioni più recenti in tale direzione da menzionare la “Lista di azioni per avanzare l’uguaglianza delle persone LGBTI” 2016-2019, predisposta dalla Commissione Europea; l’impegno della Fundamental Right Agency (FRA) per la realizzazione di ricerche tra cui la prima indagine europea sulla vittimizzazione e la discriminazione delle comunità LGBT (2013), avviata nel 2012 e riproposta per il 2019; lo studio congiunto World Bank-United Nations Development Programme “Investing in a Research Revolution for LGBTI Inclusion” (2016) e l’iniziativa dell’UNDP indirizzata alla costruzione di un “LGBTI Inclusion Index” (2015).

A livello nazionale un input importante proviene dall’Ufficio Nazionale Antidiscriminazioni Razziali (UNAR) che nel 2018 ha siglato un accordo di collaborazione con l’Istituto Nazionale di Statistica per la costruzione di un quadro informativo sulle discriminazioni sul lavoro e la condizione delle persone LGBT nel mercato del lavoro.

L’obiettivo principale del seguente articolo è presentare il progetto di ricerca ISTAT-UNAR scaturito dall’accordo prima indicato evidenziando il contributo che la statistica ufficiale può fornire agli studi LGBT.

L’articolo è strutturato nel seguente modo: nel secondo paragrafo si presentano alcune esperienze degli Istituti nazionali di statistica riguardanti le discriminazioni lavorative verso le persone LGBT, per poi concentrarsi sulle fonti e le iniziative nazionali. Il terzo paragrafo descrive nel dettaglio il progetto di ricerca in corso di realizzazione sul tema specifico delle discriminazioni sul lavoro. Infine, nella sezione conclusiva, si delinea una *roadmap* affinché la statistica pubblica contribuisca a colmare la carenza di dati sulle persone LGBT sostenendo l’importanza di adottare un approccio intersezionale e una visione plurale dell’orientamento sessuale e dell’identità di genere nell’analisi delle disuguaglianze e discriminazioni.

2. Le discriminazioni verso le persone LGBT nelle esperienze degli Istituti Nazionali di Statistica

Il fenomeno delle discriminazioni per orientamento sessuale e identità di genere è studiato dagli Istituti Nazionali di Statistica prevalentemente in maniera indiretta confrontando la popolazione LGB e eterosessuale su alcuni indicatori di output riferiti a diversi aspetti come la salute, il lavoro, gli stili di vita, oppure circoscrivendo la comparazione alle coppie omosessuali e eterosessuali. La prassi più consolidata è quella di inserire quesiti sull’identità/orientamento sessuale e/o l’identità di genere in indagini sociali campionarie di grandi dimensioni o facenti

parte di disegni armonizzati. Le indagini tematiche sulle discriminazioni subite e percepite dalle persone LGBT sono invece poche e sporadiche.

Negli ultimi anni molti Istituti hanno avviato progetti specifici per l'introduzione di quesiti funzionali all'identificazione della popolazione LGB in indagini sociali già esistenti. A livello europeo è esemplificativo il percorso avviato nel 2006 dall'Istituto UK (ONS) per la costruzione di indicatori utili all'analisi delle disuguaglianze legate all'orientamento sessuale con il «Sexual Identity Project». L'intento era sviluppare quesito armonizzato sull'identità sessuale per indagini sociali e per il monitoraggio degli obiettivi di uguaglianza del paese. Dal 2009 sono disponibili dati disaggregati per la popolazione LGB provenienti dall'«Integrated Household Survey (IHS)», un sistema di indagini che comprende Labour Force Survey, General Lifestyle Survey, English Housing Survey, Living Costs and Food Survey e Omnibus/Opinions Survey, e dal 2015 dell'Annual Population Survey (APS). Un progetto simile, il «Sexual Orientation Data Collection Study – SODCS», è stato avviato nel 2010 dall'Istituto di statistica neozelandese, in collaborazione con diversi attori (il Ministero dello Sviluppo Sociale, il Ministero della Salute). Dal 2008 l'Istituto di statistica della Norvegia ha inserito alcuni quesiti sull'attrazione sessuale e l'identità sessuale all'interno della «Norway's Living Conditions Survey», indagine che permette di analizzare e confrontare le condizioni di vita e di salute delle persone omosessuali/bisessuali e eterosessuali. Nello studio longitudinale svolto a partire dai dati dell'indagine «Household, Income and Labour Dynamics (HILDA)» l'Istituto di statistica australiano, ha analizzato la relazione tra identità sessuale e situazione nel mercato del lavoro. Inoltre, alcuni paesi come il Canada, l'Australia e gli USA da tempo rilevano, o stimano in modo indiretto, attraverso i Censimenti o indagini sociali sulle famiglie già esistenti, le coppie dello stesso sesso che vivono insieme. In tal modo indagano un segmento specifico della popolazione LGBT.

Il quesito sull'identità di genere è rilevato solo da pochi istituti come il Canada e l'Australia che hanno avviato delle sperimentazioni nell'ambito delle rilevazioni censuarie. Nell'indagine «New Zealand General Social Survey (NZGSS)» dell'Istituto di statistica neozelandese, ad esempio, l'identità di genere è inclusa tra i possibili motivi di discriminazione in un modulo dedicato.

Al momento non vi sono, a livello di statistica ufficiale, definizioni e classificazioni armonizzate di orientamento sessuale e identità di genere per cui non si rende possibile una comparazione tra paesi. Da ricordare che Eurostat ha avviato di recente una discussione sull'utilità di disporre di tali classificazioni armonizzate. Una comparazione tra paesi sul fenomeno delle discriminazioni nei confronti delle persone LGBT è invece resa possibile grazie all'indagine tematica realizzata dalla FRA nel 2012 che adotta una definizione comune di popolazione LGBT riferendosi alle persone che si autodefiniscono lesbiche, gay, bisessuali o

transgender (con una sotto-categorizzazione all'interno del gruppo dei transgender tra transessuali, cross-dresser e queer).

2.1. Le fonti e le indagini Istat sulle popolazioni LGBT e le discriminazioni

Nel 2011, a seguito di una Convenzione con il Dipartimento delle Pari Opportunità, l'ISTAT ha realizzato un'"Indagine sulle discriminazioni in base al genere, all'orientamento sessuale e all'appartenenza etnica" dove per la prima volta è stata rilevata l'informazione sull'orientamento sessuale. L'indagine statistica è stata rivolta ad un campione di circa 8.000 famiglie avente come frame l'intera popolazione. Per ciascuna famiglia campione è stato intervistato un solo componente, estratto casualmente tra i componenti di età compresa tra i 18 e i 74 anni. Le informazioni sull'orientamento sessuale sono state raccolte in un questionario autocompilato consegnato dal rilevatore una volta conclusa l'intervista in modalità CAPI in modo da garantire la massima riservatezza e privacy. La stima della popolazione omosessuale e bisessuale si è basata su un quesito che prevedeva, in una sola domanda, modalità di risposta che rinviavano sia all'orientamento sessuale sia all'identità di genere limitando quest'ultima alla condizione transessuale (e non alla più ampia categoria transgender). Elevata è risultata la percentuale di rispondenti che non ha risposto al quesito (15,6%), mentre il 5% ha scelto la modalità "altro modo", senza altra specificazione.

L'indagine ha fornito informazioni importanti sulle esperienze di discriminazione. Omosessuali e bisessuali hanno dichiarato di aver subito discriminazioni a scuola o all'università, più degli eterosessuali (24% contro 14,2%) e così anche nel lavoro (22,1% contro il 12,7%). Il 29,5% si è sentito discriminato nella ricerca di lavoro (31,3% per gli eterosessuali). Considerando i tre ambiti, il 40,3% degli omosessuali/bisessuali ha dichiarato di essere stato discriminato, contro il 27,9% degli eterosessuali. Altre informazioni hanno riguardato il livello di "accettazione" dell'omosessualità nella società italiana, evidenziando forti difficoltà in famiglia. La scarsa numerosità di persone LGB rispondenti e il livello di approfondimento delle informazioni raccolte sul tema delle discriminazioni tuttavia ha limitato il potenziale conoscitivo dell'indagine in termini di utilizzo di indicatori indiretti di discriminazione e disuguaglianze tra gruppi (es. tra omosessuali e eterosessuali) e intra-gruppo (es. tra lesbiche e gay).

Altre esperienze ISTAT relative alla popolazione LGB(T) riguardano il 15° Censimento generale della popolazione che nel 2011 per la prima volta ha rilevato il dato delle coppie dello stesso sesso conviventi (0,05% delle coppie) mostrando una concentrazione nell'Italia settentrionale. Un dato, quello del censimento, che fotografava un segmento specifico e parziale ovvero le coppie dello stesso sesso conviventi (coabitanti) che al 2011 sceglievano di dichiarare la propria relazione

affettiva e convivenza” e rivendicavano lo status di coppia. Veniva tuttavia sottostimato il numero reale delle coppie omosessuali, a fronte anche del carattere ufficiale del censimento, mostrando la reticenza di tali coppie a dichiararsi.

Dal 2016, a seguito della legge 20 maggio 2016 n. 76 sulle unioni civili l’ISTAT dispone della lista di persone unite civilmente ricavabile dalla lista anagrafica comunale (LAC) e, dal 2018, ha avviato da fonte anagrafica-amministrativa una Rilevazione annuale “Popolazione residente comunale per sesso, anno di nascita e stato civile” (POSAS) che, come per i matrimoni, raccoglie informazioni su alcune caratteristiche socio-demografiche di base degli uniti civilmente. La modalità unito/a civilmente è poi presente in tutte le rilevazioni ISTAT offrendo, in prospettiva, la possibilità di analisi comparate con le coppie eterosessuali.

3. Il progetto ISTAT-UNAR su “Accesso al lavoro, condizioni di lavoro e discriminazioni sul lavoro delle persone LGBT, e sulle diversity policies attuate presso le imprese”

Il progetto ISTAT-UNAR intende fornire un quadro conoscitivo a livello nazionale del fenomeno delle discriminazioni sul lavoro in base all’orientamento sessuale e all’identità di genere e, più in generale, sulla situazione delle persone LGBT nel mercato del lavoro in Italia osservando il fenomeno da più prospettive e livelli - gli individui, le imprese (datori di lavoro) e gli stakeholder – adottando un approccio di ricerca misto. Per la realizzazione degli obiettivi l’ISTAT ha predisposto un piano operativo, da realizzare nel triennio 2018-2020, che si articola in due moduli: il primo prevede la raccolta di informazioni presso gli individui LGBT attraverso un insieme di indagini dove si combinano tecniche di campionamento di tipo probabilistico e non; il secondo modulo prevede la raccolta di informazioni presso le imprese e gli stakeholder.

Per indagare il punto di vista delle persone che si autodefiniscono LGBT e la loro esperienza diretta, il progetto si propone la messa in campo di differenti modalità di raccolta dati sfruttando diverse liste di partenza. L’obiettivo principale è indagare la condizione delle persone LGBT nel mercato del lavoro e le discriminazioni sul luogo di lavoro verso le persone LGBT. Oltre a rilevare alcune informazioni di base (principali caratteristiche socio-demografiche dei soggetti, orientamento sessuale, identità di genere e espressione di genere, status familiare/relazionale, status lavorativo), le principali aree da indagare riguardano: la condizione occupazionale, l’esperienza lavorativa con un focus su eventuali criticità vissute in varie fasi rilevanti della storia lavorativa; il coming out o meno nel mondo del lavoro e nella vita sociale; episodi di discriminazione sul lavoro in

base all'orientamento sessuale e all'identità di genere e le conseguenze sulla vita personale e sociale; la discriminazione multipla e in più ambiti della vita sociale; la percezione della diffusione di omofobia e transfobia sui luoghi di lavoro e di episodi di discriminazione sui luoghi di lavoro; la conoscenza di diritti/strumenti/misure/attori di supporto per far valere i propri diritti in caso di discriminazioni ed eventuali azioni ritenute opportune per favorire una piena inclusione dei lavoratori LGBT; i diritti attesi.

Nel dettaglio, la raccolta di dati presso le persone LGBT sarà realizzata attraverso tre rilevazioni: (1) Indagine rivolta alle persone in unione civile individuate a partire dalle liste anagrafiche comunali; (2) Indagine rivolta alle persone LGBT iscritte ad associazioni LGBT, per poi ampliare la popolazione target anche alle persone LGBT non iscritte; (3) Focus sulle persone transgender/trans che usufruiscono di sportelli/servizi dedicati.

In generale l'impianto metodologico e la raccolta delle informazioni mira a consentire analisi che tengano conto di: a) specificità dei diversi gruppi che compongono la popolazione LGBT (ed eventuali differenze nel rapporto con il mercato del lavoro e con il fenomeno discriminatorio); b) possibili intersezioni tra orientamento sessuale e identità di genere e altri aspetti, quali ad esempio, il genere, la cittadinanza e lo status socio-economico, nel determinare l'inclusione delle persone LGBT nel mondo del lavoro, e fenomeni di discriminazione multipla.

Le informazioni verranno raccolte tramite questionario autocompilato, prevalentemente via web. Si prevede una parte comune di informazioni da rilevare e delle sezioni specifiche. Saranno predisposti dispositivi e procedure di controllo per evitare il rischio di duplicazioni tra i rispondenti delle varie rilevazioni, garantendo sempre la privacy dei rispondenti.

Il secondo modulo del progetto prevede: (1) l'acquisizione di informazioni presso le imprese, distinte per dimensione e settore di attività economica, attraverso l'inserimento di un modulo tematico in indagini ISTAT sulle imprese esistenti o nel Censimento industria e servizi. Verrà indagata esistenza, diffusione e tipologia di strategie e pratiche di diversity policies per i lavoratori LGBT nelle imprese, laddove per diversity policies si intende l'insieme delle politiche, pratiche e azioni che hanno l'obiettivo di gestire e valorizzare le diversità degli individui nei luoghi di lavoro e promuovere così l'inclusione delle differenze e il superamento delle discriminazioni; (2) la raccolta di informazioni, tramite interviste semi-strutturate, presso gli stakeholder con l'obiettivo di indagare l'esistenza e la diffusione di politiche e pratiche di diversity management per la diversità LGBT adottate dai datori di lavoro, in particolare dalle imprese, e raccogliere informazioni indirette sulla condizione delle persone LGBT nel mercato del lavoro e sul fenomeno delle discriminazioni per orientamento sessuale e identità di genere.

Nel complesso il progetto può contribuire a colmare il gap informativo sulla discriminazione nei confronti delle persone LGBT puntando a risultati il più generalizzabili possibile raggiungendo un numero elevato e rappresentativo dei vari gruppi che compongono il mondo LGBT.

3.1. Le persone unite civilmente: un'indagine da lista anagrafica

L'indagine rivolta alle persone in unione civile consentirà di conoscere, in modo approfondito, la condizione di un segmento specifico della popolazione omosessuale e bisessuale, segmento in continuo aumento dal 2016, anno in cui è stata approvata la c.d. legge Cirinnà. Per tale segmento è, infatti, possibile disporre di una lista delle persone unite civilmente da fonti amministrative e demografiche. La lista di partenza dell'indagine sarà costituita dalla base informativa contenuta nelle LAC (liste anagrafiche comunali). L'indagine, di tipo censuario (al 2017 circa 13 mila individui), sarà svolta utilizzando una tecnica mista sequenziale: nella prima fase, le persone unite civilmente saranno invitate a compilare il questionario via web; nella fase successiva, ai non rispondenti della prima fase sarà consegnato un questionario cartaceo da autocompilare.

Un focus sulle persone unite civilmente è particolarmente rilevante sia dal punto di vista metodologico che tematico-informativo. Da un punto di vista metodologico rappresenta un primo step per una conoscenza esaustiva e affidabile di un segmento della popolazione omosessuale e bisessuale. Da un punto di vista tematico, oltre alle aree prima indicate, sarebbe interessante approfondire se e secondo quali modalità si manifestano i ruoli di genere nell'ambito delle coppie gay, la divisione del lavoro retribuito e non, il significato di famiglia nonché l'esistenza di strategie di coppia messe in atto per fronteggiare eventuali fenomeni di esclusione, disuguaglianza e discriminazione così come le opinioni su aspetti attualmente dibattuti in tema di diritti (es. filiazione sociale).

3.2. Le persone LGBT: un'indagine da lista di iscritti ad associazioni LGBT e snowball avanzato

L'indagine sulle persone LGBT sarà basata su una tecnica di campionamento di tipo snowball avanzato e utilizzerà le liste di soci/tesserati ad associazioni LGBT grazie alla collaborazione con il "Tavolo di consultazione permanente per la promozione dei diritti e la tutela delle persone LGBT", costituito presso il Dipartimento delle pari opportunità (DPO). L'indagine necessita di una fase di ricerca di sfondo durante la quale verranno condotte consultazioni con esponenti dell'associazionismo, accademici, esperti delle tematiche oggetto di indagine.

Il ricorso alla tecnica di campionamento Web-based Respondent Driven Sampling (RDS) punta a contenere problemi di autoselezione tipici dei campioni di convenienza (volontari iscritti ad associazioni) e a intercettare anche persone LGBT non iscritte ad associazioni. L'RDS combina la tecnica snowball con un modello matematico che definisce dei pesi campionari per compensare il fatto che il campione non è selezionato casualmente; è simile allo snowball sampling in quanto il campione è sviluppato utilizzando i riferimenti dei reclutatori iniziali (semi) e dei partecipanti esistenti ma se ne differenzia in quanto consente di stimare i pattern sociali della popolazione oggetto di studio (Wejnert e Heckathorn, 2008). A certe condizioni è infatti possibile formalizzare matematicamente il processo di reclutamento RDS come una catena markoviana tale per cui, nel "lungo termine", indipendentemente dai semi iniziali scelti, la frequenza di selezione di ogni soggetto si stabilizza e diventa proporzionale al numero di persone nella popolazione studiata con le quali è in relazione e a partire dalle quali ha reclutato. L'applicabilità del respondent-driven sampling, che dipende dall'esistenza di reti sociali chiare (Kalton, 2009), può essere limitata dal fatto che è basato su una serie di ipotesi necessarie per consentire inferenze generalizzabili.

3.3. Le persone trans/transgender: un focus a partire da sportelli/servizi

Le persone trans/transgender sono spesso oggetto di una rappresentazione stereotipata e stigmatizzante nonché vittime di forme di discriminazione e disuguaglianza che ne rendono problematica la piena inclusione e partecipazione alla vita sociale. Il lavoro rappresenta senz'altro uno degli ambiti critici, in particolar modo per coloro che intraprendono un percorso di transizione laddove la divergenza tra l'aspetto esteriore e il sesso anagrafico può essere causa di difficoltà (es. licenziamenti ingiustificati, mancati rinnovi dei contratti, forme di mobbing e molestie).

In Italia la conoscenza delle condizioni e della qualità di vita delle persone trans è frammentata e sono scarsamente indagate le criticità vissute, gli episodi di discriminazione e, più in generale, le condizioni di esclusione o marginalità. Più in generale sono pochi i dati affidabili disponibili. Non esiste una stima di tale popolazione, operazione complessa anche a fronte dell'eterogeneità interna al gruppo di quanti si riconoscono in un'identità trans e le molteplici categorie di auto-definizione rispetto all'identità di genere (es. transgender, transessuale, MtF, FtM, gender variant, queer).

A fronte di tale scenario, il progetto intende contribuire a colmare un gap informativo affiancando alla raccolta di informazioni sulla popolazione trans prevista dall'indagine da lista di iscritti ad associazioni LGBT e snowball, un focus condotto sugli utenti di sportelli/servizi dedicati a tale gruppo, in modo da

coinvolgere un segmento di popolazione trans, eventualmente non intercettato o scarsamente intercettato dall'indagine da lista di associazioni LGBT.

Preliminarmente verrà costruita, in collaborazione con le associazioni, una lista di servizi/sportelli rivolti alle persone trans/transgender (es. sportelli trans, sportelli LGBT, centri per informazioni e assistenza nel percorso di cambiamento del sesso) dalla quale ne verranno selezionati alcuni per l'approfondimento successivo che prevede la compilazione di un questionario da parte delle persone trans che si rivolgono a tali sportelli/servizi.

4. Una road map per una statistica sensibile a orientamenti sessuali e identità di genere plurali

La statistica pubblica e gli approcci quantitativi possono giocare un ruolo importante negli studi sulle popolazioni LGBT in Italia. La statistica pubblica può assumere una posizione di rilievo, sia nell'armonizzare e sistematizzare l'informazione diretta e indiretta di cui dispone l'associazionismo LGBT, sia nella produzione di nuova conoscenza. La capacità di condurre indagini a livello nazionale e usufruire di economie di scala pone gli Istituti Nazionali di Statistica in una posizione privilegiata nel fornire un forte impulso alla ricerca sociale sulle disuguaglianze/discriminazioni per orientamento sessuale e identità di genere.

È auspicabile che la statistica pubblica intraprenda un percorso che, oltre alla realizzazione di indagini tematiche sulle popolazioni LGBT in collaborazione con altri enti istituzionali, preveda: l'introduzione di quesiti sull'orientamento sessuale e l'identità di genere in indagini campionarie di dimensioni elevate per stimare e conoscere nel tempo le popolazioni LGBT o nella progettazione di nuove indagini rappresentando una base per la costruzione di campioni efficienti; la progettazione di indicatori per monitorare lo stato di uguaglianza e il rispetto dei diritti umani delle persone LGBT attraverso l'introduzione di quesiti ad hoc in indagini ISTAT esistenti. Il tutto avrebbe un impatto culturale e istituzionale contribuendo a contrastare stereotipi eterosessisti nella ricerca sociale.

Il progetto ISTAT-UNAR costituisce un passaggio importante per arrivare a delle definizioni di orientamento sessuale e identità di genere che siano vicine alle categorie di auto-identificazione delle persone LGBT.

Nel lungo periodo si auspica che l'ISTAT avvii un processo che porti alla raccolta sistematica di dati disaggregati per orientamento sessuale e identità di genere e contribuisca al dibattito internazionale sull'utilità di disporre di definizioni condivise per favorire la comparabilità tra paesi di risultati derivanti da indagini sulle disuguaglianze e discriminazioni. Inoltre la disponibilità di dati disaggregati consentirebbe analisi "intersezionali" dei fenomeni indagati. I generi e le sessualità

devono essere contemplati dalla statistica pubblica e dalla ricerca sociale e considerati aspetti imprescindibili dell'identità sociale, che nell'intersezione con altri fattori (quali la cittadinanza, le convinzioni religiose, lo stato di salute, la classe sociale), determinano il posizionamento degli individui nella società e l'esposizione a forme multiple di disuguaglianza e discriminazione (Crenshaw, 1989). Si tratta di realizzare tutte le potenzialità di un approccio gender-sensitive ispirato dal paradigma dell'intersezionalità tale per cui la molteplicità di generi e sessualità sia contemplata nelle varie fasi della ricerca sociale e della produzione statistica.

Riferimenti bibliografici

- ARCIGAY. 2011. Io sono io lavoro. Report finale.
- BARBAGLI M., COLOMBO A. 2007. *Omosessuali moderni. Gay e lesbiche in Italia*. Bologna. Il Mulino.
- COUNCIL DIRECTIVE 2000/78/EC of 27 November 2000 establishing a general framework for equal treatment in employment and occupation (Employment and Equality Directive).
- CRENSHAW K. W. 1989. 'Demarginalising the intersection of race and sex: a black feminist critique of antidiscrimination doctrine, feminist theory and antiracist politics'. University of Chicago Legal Forum. 139: 139–167.
- CRESWELL J.W., PLANO CLARK V. L. 2007. *Design and conducting mixed methods research*. Thousand Oaks. CA: Sage.
- DECRETO LEGISLATIVO 9 luglio 2003, n. 216. Attuazione della direttiva 2000/78/CE per la parità di trattamento in materia di occupazione e di condizioni di lavoro.
- FRA. 2013. Methodology, online survey, questionnaire and sample. EU LGBT survey Technical report. Luxembourg. Publications Office of the European Union.
- ISTAT. 2011. *La popolazione omosessuale nella società italiana*. Roma, Istat.
- KALTON G. 2009. Methods for oversampling rare subpopulations in social surveys, *Survey Methodology*, Vol. 35, No 2, pp. 125–141.
- LELLERI R. (Ed.) 2006. *Survey nazionale su stato di salute, comportamenti protettivi e percezione del rischio HIV nella popolazione omo-bisessuale*. Report finale.
- PORROVECCHIO A. 2011. *Sessualità in divenire. Adolescenti, corpo e immaginario*. Milano. Franco Angeli.
- SARACENO C. (Ed.) 2003. *Diversi da chi? Gay, lesbiche, transessuali in un'area metropolitana*. Milano. Guerini e associati.

- SCARAMELLA T. 2016. La storia dell'omosessualità nell'Italia moderna: un bilancio. *Storicamente*. Vol.12, 2016, 1– 21.
- TEDDLIE C., YU F. 2007. Mixed methods sampling: A typology with examples. *Journal of Mixed Methods Research*. Vol.1, 2007, pp. 77-100.
- WEJNERT C., HECKATHORN D.D. 2008. Web-Based Networks Sampling: Efficiency and Efficacy of Respondent- Driven Sampling for Online Research, *Sociological Methods and Research*. Vol. 37, pp. 105–134.

SUMMARY

LGBT inequalities and discrimination: what is the contribution of official statistics?

The condition of lesbian, gay, bisexual and transgender people (LGBT) and the monitoring of LGBT rights and inequalities are still under-investigated by academics and official statistics in Italy. There are several reasons for this, including the questioning of the dichotomous principle homosexuality/heterosexuality which has long structured social knowledge and ensured an effective instrument of control and social order (Scaramella, 2016). Heterogeneity and complexity of definition of LGBT populations make such studies particularly complex. The absence of reliable figures and descriptive statistics on LGBT people and the difficulty in obtaining information on sexual orientation and gender identity makes probabilistic sampling and surveying with desired quality standards extremely difficult to achieve (e.g. due to lack of response or misreporting). For many years, LGBT associations have been the main source of mostly qualitative information about these communities, and there have been few surveys on a national scale (Lelleri, 2006; Arcigay, 2011; ISTAT, 2011). The recent collaboration agreement between the National Anti-Discrimination Office (UNAR) and the ISTAT aims to provide a knowledge framework on labour market exclusion/inclusion and discrimination against LGBT people by developing a research project. It is an important step in filling a gap in literature and official statistics. The main objectives of this article are to describe the research project ISTAT-UNAR, which involves a set of surveys which capture the phenomenon from multiple perspectives (individuals, employers and stakeholders), and to discuss potentialities and challenges of using quantitative and qualitative approaches in LGBT studies. Finally, the article outlines a roadmap for official statistics and social research to help overcome the lack of data on LGBT people and, more in general, to design studies inspired by an approach sensitive to a plural view of sexual orientation and gender identity, and intersectionality.

Eugenia DE ROSA, Istat, eugenia.derosa@istat.it
Francesca INGLESE, Istat, fringles@istat.it

THE WORK PATH OF ITALIAN GRADUATES USING INTEGRATION AMONG DIFFERENT SOURCES

Claudio Ceccarelli, Stefano De Santis, Francesca Petrarca

1. Introduction

The inclusion of the Italian young graduates in the labour market is a topic that has been much discussed recently due to the various labour market reforms.

In this paper, we propose a preliminary study of this topic using data obtained from the merging among administrative archives and sample survey. A general plan of modernization which includes the Italian National Institute of Statistics (Istat, 2015c; Barcaroli et al., 2014) and other National Statistical offices has the purpose to produce the best possible estimates to meet user needs from multiple data sources, from surveys, administrative archives and new sources such as big data, and moreover to reduce burden and costs. Of course the problem of the integration of administrative archives to produce useful statistics is an issue also addressed and discussed in the rest of the world, (see Citro, 2014).

Until now, many experiments were carried out that considered different segments of the Italian population with high qualifications, e.g. high school graduates, graduates, phd., (see Petrarca, 2014; Unico Group, 2015).

The employment problem for graduates lies not only in the difficulty of getting a job but also in the quality of the demand expressed by the Italian system of goods production and services (Ciriaci et al. 2011). A widespread problem in this period is the nature of short-term job contracts very often characterised by low professional qualifications and which are not coherent with the educational curriculum, as shown in the standard sample surveys (see Almalaurea 2015, Censis, 2012; Istat, 2015a; Istat, 2015b; Capecchi, 2012). These studies gain benefits from the characteristics of administrative data and allow us to develop improvements in statistical methodologies.

2. Data sources

2.1. Education database

Ministry of Education University and Research (MIUR) delivers the archive *National Register of Students*, which provides: a National registry of university students and students of schools, databases of school structures and university structures, and of university and school teaching staff. In particular, to the aim of education studies MIUR provides, for each individual, personal data and its university career from enrolment to graduation.

In this paper, we consider all the graduates who got their university degree in the year 2011. Table 1 reports the number of graduates recorded in the year 2011 for different levels of Italian University degrees.

Table 1 – *Number of graduates in the 2011 for different levels of Italian University degree*

	Number of graduates
All	293,218
First cycle degree (bachelor)	167,287
Second cycle degree (master)	86,384
Single-cycle master degree	40,547

2.2. The survey-system on the study-to-work-transition

The Istat carries out the sample survey on university graduates' vocational integration by interviewing a sample of graduates who attained the university degree four years before.

Table 2 – *Percentage of Italian graduates who work at the moment of the degree, after one year and after four year for different levels of Italian University degree*

	At the moment of graduation	1 year from graduation	4 years from graduation
First cycle degree (bachelor)	28.7	37.4	72.8
Second cycle degree (master)	34.7	55.7	84.5
Single-cycle master degree	27.0	40.3	80.3

The survey, aiming at detecting graduates' employment conditions about four years after graduation, is part of the survey-system on the study-to-work-transition, which also includes the survey on doctorate holders' vocational integration (Istat, 2015c; Istat, 2015d) and the one on the upper secondary school graduates' transition to university and labour market (Petrarca, 2014).

A large number of information is gathered through the survey: educational experience, access to the labour market, job search, family situation, referring both to the family of origin and to the current one at the time of the interview. For more details see (Istat, 2015a) and (Istat, 2015b).

Table 2 shows that 28.7% of the first-cycle degree graduates already work at the time of the graduation and after the first year this figure is 37.4%. Very different situation for the second cycle master degree graduates who, one year after graduation, are employed in 55.7% of cases.

2.3. Compulsory Communications

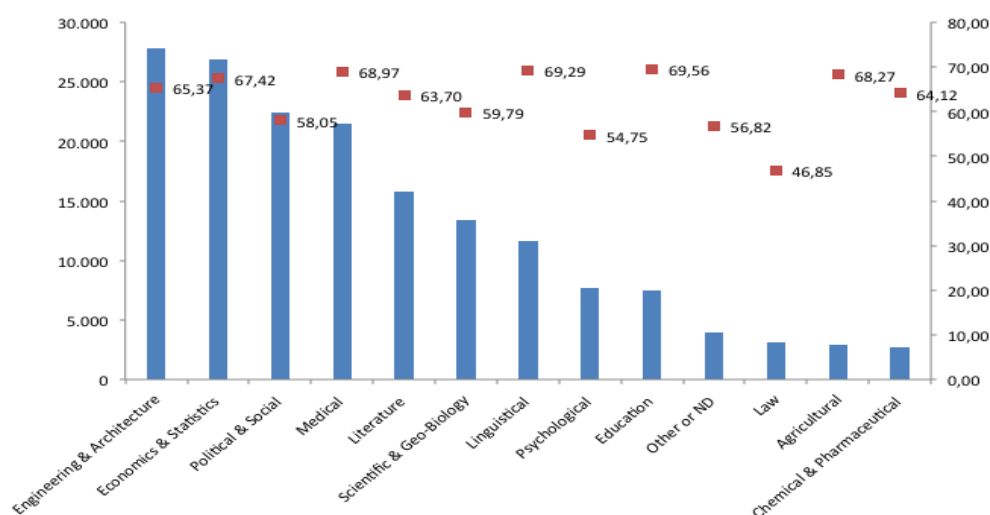
Compulsory Communications (CO) is an archive containing the information that public and private employers are required to provide to the Italian Ministry of Labour and Social Affairs at the beginning of the employment relationship or at the time of the extension, transformation and termination of the relationship of work, in agreement with the Ministerial Decree of the 30th October, 2007. The CO information system manages the information flow of administrative data so that the data can reach the Central National Coordination in real time. The information flow goes through specific peripheral systems that are delegated to data collection. The system is able to trace the flows linked to the regular employment relationships of subordinate and para-subordinate jobs. These flows are regulated within the current legislation concerning Italian citizens, and also include foreigners who have valid residence permits, even if in the country only temporarily. The system does not record, following current regulations, particular employment relationships, such as: judges, lawyers, state prosecutors, military personnel, the police force, the diplomatic corps, the mayor, and people in high administrative positions in public and private companies (e. g. presidents, managing directors). The transformation of the administrative information contained in the CO system, into statistical information is a complex task that has been entrusted to a special technical working group made up of experts from the Italian Ministry of Labour, Istat, ItaliaLavoro and ISFOL. The normalization of the archive, which is still in progress, has produced a preliminary version of the new archive called the Statistical Information System of Compulsory Communications (SISCO). It needs to be pointed out here, that all the supply job contracts communicated by Italian employment agencies and all employment relationships

involving individuals registered in the ‘Boat People’ lists have so far been excluded from this archive.

3. Data linkage

This work is a continuation of a previous paper (Ceccarelli et al., 2015), based on data coming from the *Integrated Base of Administrative Sources* (Istat), where the comparison between administrative and sample survey data is presented and moreover the problem of the definition of *worker* is illustrated.

Figure 1 – Italian first cycle degree in 2011 distribution for disciplinary sectors: the scale to the right shows the percentage of matching graduates while the one to the left shows the numbers of graduates.



In this paper, the employment condition of the graduates is obtained from the information coming from the CO.

We define *worker* a graduate for whom had at least one occurrence recorded in the CO in the observation field.

We consider the population of Italian graduates with the degree obtained in 2011 (see Table 1), in order to study their employment status in the years: 2012, 2013, 2014, 2015 and 2016.

To this aim, the dataset contain all the graduates in the 2011 is merged with the CO dataset, in the following we call this dataset *working* dataset.

The data consist of 180,592 statistical units, because among the 293,218 Italian graduates of the population potentially subject to analysis, we considered only 180,592 alumni (61.59% of the total) who had at least one occurrence recorded in the CO in the observation field (we called these graduates *matching* graduates). An occurrence is defined either by a contract which started in the period between 2012 and 2016, or by a contract which already existed at the time of graduation but which terminated in the observed period. The 112,626 alumni who do not match the CO archive are alumni who went abroad, self-employed alumni with a VAT number, unemployed alumni etc.

Figure 2 – Italian second cycle or single cycle degree in 2011 distribution for disciplinary sectors: the scale to the right shows the percentage of matching graduates while the one to the left shows the numbers of graduates.

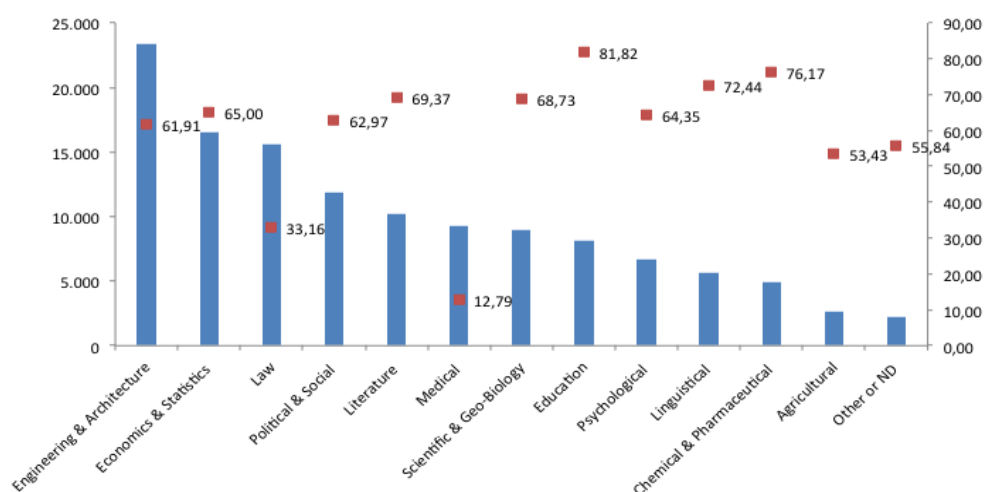


Figure 1 reports Italian first cycle degree in 2011 distribution for disciplinary sectors: the scale to the right shows the percentage of matching graduates (red squares) while the one to the left shows the numbers of graduates (blue columns). The Education, Linguistical, Medical and Agricultural are the disciplinary groups with the highest percentage of matching graduates, while the Law disciplinary group is the one with the lowest percentage of matching graduates. This is reasonable because they can be self-employed alumni with VAT number.

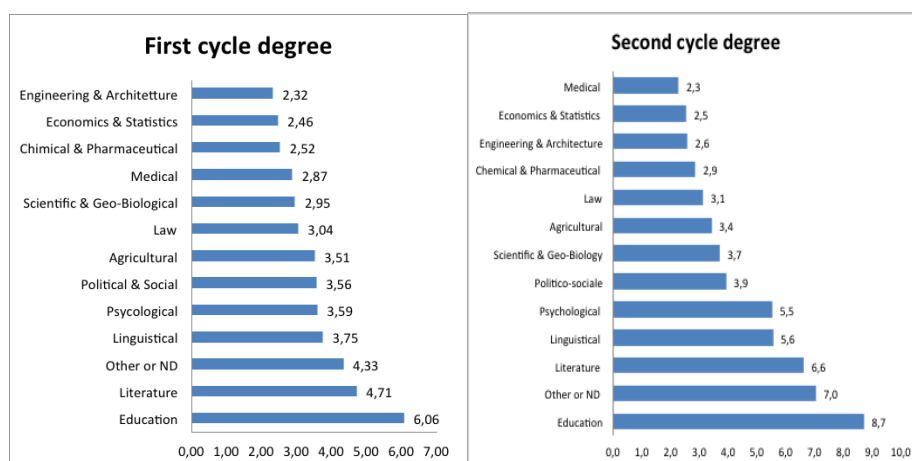
A similar representation for the distribution the Italian second cycle or single cycle degree is reported in Figure 2. The Education is the disciplinary group with the highest percentage followed by the disciplinary groups

Chemical & Pharmaceutical and Linguistical. While the disciplinary groups with the lowest percentage are Law and Medical. In Figure 3 are reported the distribution of the average number of contracts regarding the matching graduates in 2012-2016 for different levels of Italian degree.

The disciplinary groups with the highest average number of contracts are the humanities: Education, Literature, Linguistical, Psychological and Political & Social. A reasonable explanation of this fact is that these graduates have a lot of contracts of short duration because they are all graduates who work in teaching and who are called for school supplants or for contracted lectures.

On the other hand the disciplinary groups with the lowest average number of contracts are Engineering & Architecture and Economic & Statistics because these graduates have contracts that are presumably long-term or permanent positions.

Figure 3 – Average number of contracts regarding the matching graduates in 2012-2016 for different levels of Italian degree



The working dataset is merged with the statistical sample of the graduates in the 2011 (58,400 units) with the aim to study the probability of signing an optimal contract in the years following graduation. The dataset thus obtained is composed of 34,322 units.

In the following of this paper, a few logistic regression models have been investigated to study the probability of signing an optimal contract in the first years following graduation.

4. Models for the possibility of signing optimal contracts

In this Section, we report the first statistical study based on these data with the aim of investigating the integration of Italian graduates in the 2011 into the labour market as a function of their educational curriculum and of a few variables representing educational career and personal data. The results of two logistic regression models (M1 and M2) designed in order to study the probability of signing an optimal contract in the three years after graduation will be discussed. An optimal contract is a contract which has the following features: permanent position, highly qualified position, identified with the ISCO1 and ISCO2 classification, and actual duration more than or equal to 8 months (UNICO Group, 2015).

These analyses are based on a dataset reduced from 34,322 to 17,552 statistical units where we consider only the graduates belonging to: Engineering, Scientific, Literature, Economics and Statistics, Psychological, Chemical & Pharmaceutical, and Architecture disciplinary groups. This reduction was made in accordance with what was done in a previous work (UNICO Group, 2015) in order to reducing the variability of the sample.

Table 3 – Main results of the two logistic models

Model	Variables	Number of variables		Test di Hosmer Lemeshow	
		Start	Final	Value	Sign
M1	Personal Data: gender, age at the time of university enrolment, marital status, age at graduation, working condition of parents	50	6	10.37	0.24
M2	Personal data + educational curriculum: personal data+ disciplinary sector, levels of Italian graduation, degree mark, type of high school, high school rating	71	15	11.66	0.17

The differences among our models are due to the variables considered as explanatory. At the beginning of the selection procedure, M1 contained $n = 50$ explanatory variables that represent the personal data and the working condition of the parents while M2 contained $n = 71$ explanatory variables, the same as M1 plus variables concerning the educational curriculum, see Table 3.

For the M1 model the backward procedure reached an equilibrium after 4 steps obtaining a final model with 3 variables. In the case of M2 the backward selection procedure reached an equilibrium after 6 steps reducing the number of variables from 71 to 15.

Table 4 – Main results of the M1 logistic models obtained for the probability of signing an optimal contract.

Variables	Coef.	S. E.	Test W	Sign. W.	exp(coef.)
Age at the time of enrolment from 22 to 23	0.298	0.038	7.750	0.000	1.348
Age at the time of enrolment from 24 to 25	0.159	0.050	3.200	0.001	1.173
Marital status: Married	0.109	0.053	2.050	0.040	1.115
Self-employment of the mother: employed high/medium qualification	0.093	0.045	2.090	0.036	1.098
Age at the time of enrolment from 20 to 21	-0.178	0.056	-3.180	0.001	0.837
Intercept	-0.392	0.036	-10.920	0.000	0.676
Gender: female	-0.619	0.033	-18.560	0.000	0.538

Table 5 – Main results of the M2 logistic models obtained for the probability of signing an optimal contract.

Variables	Coef.	S. E.	Test W	Sign. W.	exp(coef.)
Age at the time of enrolment from 36 and over	0.611	0.187	3.260	0.001	1.843
Age at the time of enrolment from 30 to 35	0.600	0.171	3.510	0.000	1.822
Engineering disciplinary group	0.294	0.050	5.910	0.000	1.341
Marital status: Married	0.187	0.054	3.460	0.001	1.205
Self-employment of the mother: employed high/medium qualification	0.139	0.047	2.950	0.003	1.149
Age at the time of enrolment from 22 to 23	0.102	0.045	2.270	0.023	1.108
Self-employment of the mother: employed high qualification	0.087	0.044	1.980	0.048	1.091
Intercept	0.028	0.071	0.400	0.691	1.029
Not in time	-0.105	0.036	-2.930	0.003	0.901
Second cycle degree	-0.209	0.067	-3.140	0.002	0.811
gender: female	-0.363	0.036	-10.230	0.000	0.695
Economic & Statistics disciplinary group	-0.542	0.053	-10.320	0.000	0.582
First cycle degree	-0.574	0.063	-9.100	0.000	0.563
Psychological disciplinary group	-0.746	0.092	-8.090	0.000	0.474
Architecture disciplinary group	-0.944	0.077	-12.290	0.000	0.389
Literature disciplinary group	-1.313	0.072	-18.270	0.000	0.269

In Table 4 and Table 5 a summary of the main results of each of the two final models has been reported. These Tables contain the names of the significative variables, the coefficient (parameter β of the logistic regression) that represents the expected amount of change in the logit for each one unit change of the predictor, the standard error of β (S.E), the value of the Test Wald, its p-value (Sign.W.) and exp(coeff.).

For each resulting model, all variables have the parameters β significantly different from zero (Sig. $W < 0.05$) and the variables are listed in descending order of $\exp(\beta)$ in order to allow the verification of the importance of each variable that characterizes the presence of an optimal contract. In the case of M1, the variable "Age at the time of enrolment 22-23" and "Age at the time of enrolment 24-25" have the highest values of the coefficients ($\beta = 0.30$ and $\beta = 0.16$ respectively). Therefore, for example, age at the time of enrolment 22-23, the odds of signing an optimal contract changes by a factor of 1.35, holding all the other variables at fixed values. For the M2 model, the variable with the highest impact is the one representing the alumni who are no longer very young at the time of enrolment at university.

Comparing the results obtained by the two models, it is worth noting that the variables connected to the disciplinary sectors Engineering, Economic & Statistics, Psychological, Architetture and Literature, which are not included in the M1 model, appear to be decisive in order to get an optimal contract. The goodness of fit of all our models to the data, as assessed with the Hosmer-Lemeshow test, shows that the models in the first and last steps of the procedure backward, have a good fit to the data since the significance values are all greater than 0.05.

5. Remarks

We underline the importance of using administrative data for the study of the entrance of graduates into the Italian labour market. We have briefly shown that an administrative archive is flexible and rich enough to analyse the work paths of graduates in the years following graduation.

One of the results of the data matching is that the disciplinary groups with the highest average number of contracts are the humanistic because these graduates have a lot of contracts of short duration.

On the other hand, the disciplinary groups Engineering & Architetture and Economic & Statistics have the lowest average number of contracts that are presumably related to long-term or permanent positions.

Moreover, the administrative data allow us to study the evolution of graduates after the graduation and therefore to analyse changes in their job position.

We presented the preliminary results of binary models based on syntheses indicators.

The choice of the disciplinary sector is decisive for the achievement of the optimal contract.

The analyses on administrative database could be adopted as a permanent monitor of the entrance of graduates into the Italian labour market over the years which may be accompanied from the sample survey in order to enrich the dataset with information which can not be obtained from administrative data. In this way, it is possible to reduce the economic burden of the sample survey.

References

- ALMALAUREA 2015. *XVII rapporto 2015 AlmaLaurea sulla condizione occupazionale dei laureati*. Tech. rep., Consorzio Universitario AlmaLaurea
- BARCAROLI G., FALORSI P.D., FASANO A., MIGNOLLI N. 2014. A Business Architecture Model to Foster Standardisation in Official Statistics. *European Conference on Quality in Official Statistics - Q2014*
- CAPECCHI S., IANNARIO M., PICCOLO D. 2012. *Modelling job satisfaction in AlmaLaurea surveys*. AlmaLaurea Working paper n 50
- CARPITA M 2011. *Laureati Stella: Rapporto statistico 2008-2011- Progetto CILEA*. Grafiche Porpora
- CECCARELLI C., MONTAGNA S., PETRARCA F. 2017. Longitudinal analysis of Italian graduates employment paths through integration among different administrative sources. *Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica*, Vol LXXI, No.3 Luglio-Settembre, pp. 29-40.
- CENSIS 2012. *Quarantaseiesimo Rapporto sulla situazione sociale del Paese 2012*. Milano: Franco Angeli
- CIRIACI D., MUSCIO A. 2011. *University choice, research quality and graduates' employability: Evidence from Italian national survey data*. AlmaLaurea Working paper n 48.
- CITRO C.F. 2014. From multiple modes for surveys to multiple data sources for estimates. *Survey Methodology*, Vol. 40 No. 2, pp. 137-161.
- ISTAT 2015a. University graduates vocational integration. <http://www.istat.it/en/archive/82425>
- ISTAT 2015b. I percorsi studio e lavoro dei diplomati e dei laureati. <https://www.istat.it/it/files/2016/09/I-percorsi-di-studio-e-lavoro-dei-diplomati-e-laureati.pdf?title=Percorsi+lavorativi+di+diplomati+e+laureati+-+29%2Fset%2F2016+-+I+percorsi+di+studio+e+lavoro+dei+diplomati+e+laureati.pdf>
- ISTAT 2015c. Indagine sull'inserimento professionale dei dottori di ricerca: informazioni sulla rilevazione. <https://www.istat.it/it/archivio/8555>
- ISTAT 2015d. Transition of doctorate holders from education to work. http://www.istat.it/en/files/2015/01/EN_doctorate-holders-

- 2014_finale.pdf?title=Doctorate+holders+from+education+to+work+++
+21+Jan+2015+--+Full+text.pdf
- PETRARCA F. 2014. *Assessing Sapienza university alumni job careers: Enhanced partial least squares latent variable path models for the analysis of the UNICO administrative archive*. PhD thesis, University of Roma Tre, [On-line; accessed 3-Jun-2014]
- RUNCI M.C., DI BELLA G., GALIÉ L. 2016. *Il sistema di integrazione dei dati amministrativi in Istat*, Istat working paper n. 18/2016.
- UNICO Group 2015. *La Domanda di Lavoro per i laureati. I risultati dell'integrazione tra gli archivi amministrativi dell'Università Sapienza di Roma e del Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali*. Edizioni Nuova Cultura

Summary

The work path of Italian graduates using integration among different sources

In questo lavoro si analizzano dati provenienti dall'integrazione di differenti archivi amministrativi con l'indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati al fine di studiare i percorsi occupazionali a uno, due e tre anni di distanza dalla laurea (Istat). Da questa integrazione è emersa una situazione molto complessa che deve essere analizzata e correttamente interpretata. Si presentano due modelli logistici per studiare la probabilità di ottenere un contratto ottimale nei primi anni dalla laurea. La scelta del settore disciplinare risulta essere determinante per il raggiungimento del contratto ottimale.

This paper analyses data coming from the integration of various administrative archives together with the sample survey on *university graduates' vocational integration* (Istat). From this integration a very complex situation has emerged that needs to be analysed and correctly interpreted. Two logistic regression models has been investigated to study the probability of signing an optimal contract in the first years following graduation. The choice of the disciplinary sector is decisive for the achievement of the optimal contract.

Claudio CECCARELLI, Italian National Institute of Statistics, clceccar@istat.it

Stefano DE SANTIS, Italian National Institute of Statistics, sdesantis@istat.it

Francesca PETRARCA, Italian National Institute of Statistics,

francesca.petrarca@uniroma1.it

EDUCATION-JOB MISMATCH AS A DETERMINANT OF HEALTH: EVIDENCE FROM THE RUSSIAN FEDERATION

Mariia Vasiakina, Silvana Robone

1. Introduction

This paper aims at investigating whether different types of educational mismatch affect health of the Russian working population. More precisely, this study estimates the effects of both vertical and horizontal educational mismatch on self-assessed health (SAH) by performing a panel data analysis on a sample from the Russia Longitudinal Monitoring Survey (RLMS-HSE).

The labour market of post-soviet countries is characterized by a specific occupational composition which implies pronounced imbalances between the supply and demand for skills (Kupets, 2016). In the Russian case, the latter outcomes are determined by both past transition and current misalignment of the education system with labour market needs (Anikin, 2012).

The findings of this study may provide support for policy reforms focused on improving both the efficiency of the Russian educational system and the equity in the labour market. These reforms, consequently, may lead to highly beneficial spillovers on the health status of the Russian employees.

The bulk of research on educational mismatch - imbalance between education an individual obtained and that one which is required for the position he/she holds - has been principally focused on its labour market outcomes. This phenomenon has been extensively studied in the context of wages and returns to education (Iriundo and Pérez-Amaral, 2016; Pecoraro, 2016; Montt, 2017), occupational and career mobility (Kiersztyn, 2013; Baert, Cockx and Verhaest, 2013), job satisfaction (Verhaest and Omey, 2009; Badillo-Amador and Vila, 2013), and firm productivity (Kampelmann and Rycx, 2012).

However, some studies have shifted their focus from the labour market dimension to the area of health-related research. For instance, a few papers have reported the positive association between educational mismatch and depressive symptoms and diminishing mental health returns to education (Bracke, Pattyn and von dem Knesebeck, 2013; Bracke, van de Straat and Missinne, 2014).

Overall, the current state of research on educational mismatch has mainly taken into account its *vertical* domain - related to the level of educational attainment and defined as overeducation or undereducation – and left aside the *horizontal* domain - related either to the field of study or to the speciality obtained by an individual.

The available data on educational mismatch mainly regard developed economies. For instance, the International Labour Office (ILO) statistics provide evidence that the percentage of overeducation in total employment in the EU countries ranges from 10 to 30 per cent, while the share of undereducation, on average, equals to 20 per cent in the countries of analysis (ILO, 2014).

However, the recent World Bank report has revealed a stable pattern of educational mismatch on the labour markets of low- and middle-income countries. For instance, Ghana, Sri Lanka and Vietnam reported the individual-level overeducation rates of 39.5, 46.1 and 70.0 vs the mean value of 34.2 for 12 STEP Skills Survey countries¹, while Kenya and Bolivia revealed pronounced undereducation rates of 40.4 and 25.2 vs the mean value of 12.4 (Handel, Valerio and Sanchez Puerta, 2016). Nevertheless, most of papers tend to deal with developed economies, excluding developing world and post-soviet countries from the analysis.

This study contributes to the literature on work- and education-related determinants of health and advances over the previous studies by means of: i) including both vertical and horizontal domains of educational mismatch as explanatory variables in the estimated model; ii) using a middle-income post-soviet country as a testing ground for the analysis; iii) conducting a panel data analysis, while most of previous studies have built on the base of cross-sectional data, without addressing the issue of causality in a proper manner.

The results of this study indicate that educational mismatch is related to the health status of the Russian manpower. However, the impact has been observed only for the female sub-sample, indicating gender inequalities in the functioning of the Russian labor market, and differed with respect to the domain of educational mismatch.

¹ The World Bank's STEP (Skills Towards Employment and Productivity) Skills Survey covers Ghana, Kenya, Yunnan Province of China, Lao PDR, Sri Lanka, Vietnam, Armenia, Georgia, Macedonia (FYR), Ukraine, Bolivia and Colombia.

2. Research methodology

2.1. The data and sample

This paper uses data taken from the 19th-23rd waves (2010-2014) of the Russia Longitudinal Monitoring Survey (RLMS-HSE) due to the presence of variables of interest.

The RLMS-HSE is a nationally representative survey which provides information on Russian individuals and households and contains annual waves for the period of 1994-2016. This survey aims at answering a broad range of policy-related questions and evaluating effects of reforms on various social sector's outcomes, e.g. health and economic welfare of the population. Taken into account how the data are structured and represented, the longitudinal RLMS-HSE dataset is comparable to established European surveys, e.g. Socio-Economic Panel Data (GSOEP) in Germany and British Household Panel Survey (BHPS) in the UK.

The sample consists of currently working employees: individuals on paid, unpaid and maternity leave, unemployed, retired and self-employed were excluded from the analysis. Army forces were also not considered due to very specific features of this occupational category. Finally, respondents who either did not participate in the first wave or had missing values in the variables of interest were excluded from the sample. The final sample we use contains 10,826 observations.

2.2. Outcomes and covariates

The health outcome is represented by self-assessed health which is measured at a 5-category upward scale from a very bad to very good reported health status.

The “vertical mismatch” explanatory variable is represented by a set of dummy variables for overeducation and undereducation, keeping matched employees as a reference category. It was constructed with regard to the “realized matches” approach (or empirical method) by computing the mean value of the number of years of education for each occupational group from the International Standard Classification of Occupations (ISCO-08) and then assigning respondents to the over- or undereducated category if their achieved level of education was above or below the mean, respectively (Verdugo and Verdugo, 1989).

The “horizontal mismatch” explanatory variable was constructed by mapping the code of occupation the respondent holds with the code of his/her educational attainment. The relevant codes, which are defined in the RLMS-HSE with regard to the ISCO-08, were compared at a 3-digit level so that any divergence between them was classified as a mismatch.

The set of standard sociodemographic and work-related controls includes age, squared age, marital status dummies (i.e. single and divorced/widowed/separated, keeping married respondents as a reference category), log of total monthly income, log of working hours in average working week, dummy for a state-owned enterprise (private company is a reference category), dummy for a managerial position (subordinate is a reference category), dummy for a rural type of settlement (urban area is a reference category), and, finally, dummies for a sector of employment and year of interview.

Table 1 displays descriptive statistics for the outcome variable and regressors. As done in previous literature, both the descriptive statistics and the econometric analysis were stratified by the sub-samples of women and men (e.g. Cottini, 2012; Garcy, 2015).

Table 1 – Descriptive statistics for the female and male sub-samples.

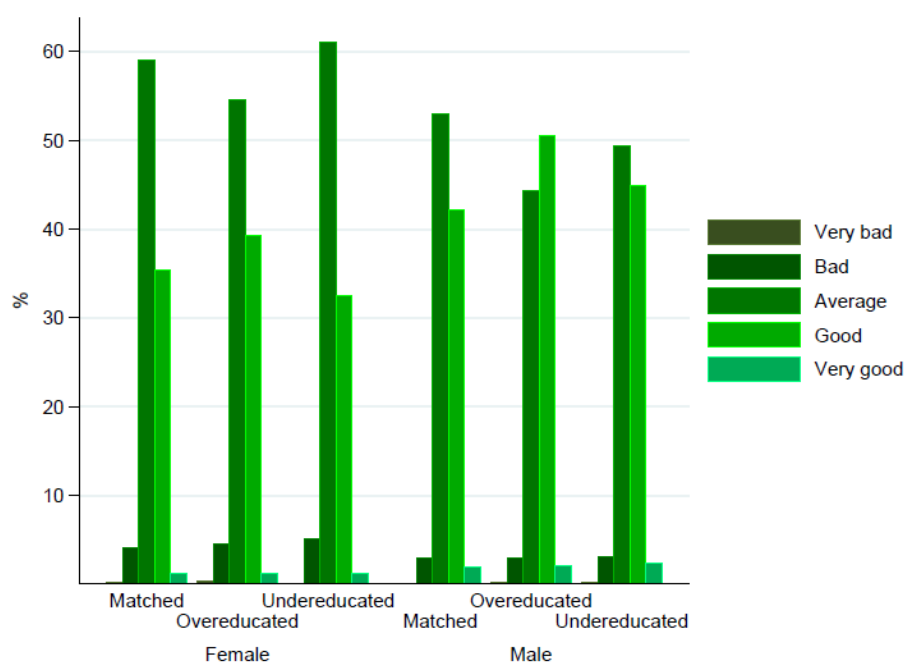
	Women (n=6,110)				Men (n=4,716)			
	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max
Very bad SAH	0.002	0.048	0	1	0.001	0.036	0	1
Bad SAH	0.043	0.202	0	1	0.029	0.169	0	1
Average SAH	0.586	0.493	0	1	0.510	0.500	0	1
Good SAH	0.357	0.479	0	1	0.440	0.496	0	1
Very good SAH	0.013	0.112	0	1	0.020	0.139	0	1
Overeducated	0.154	0.361	0	1	0.196	0.397	0	1
Undereducated	0.114	0.318	0	1	0.082	0.274	0	1
Horizontal mismatch	0.705	0.456	0	1	0.751	0.432	0	1
Age	40.626	9.128	19	55	39.729	10.874	19	60
Single	0.163	0.369	0	1	0.175	0.380	0	1
Divorced/Widowed	0.293	0.455	0	1	0.109	0.312	0	1
Log income	9.612	0.627	6.397	11.252	9.891	0.591	6.908	11.265
Log working hours	3.685	0.231	2.303	4.431	3.787	0.223	2.303	4.431
Public company	0.598	0.490	0	1	0.410	0.492	0	1
Managerial position	0.205	0.404	0	1	0.211	0.408	0	1
Rural area	0.314	0.464	0	1	0.282	0.450	0	1

Mean, standard deviation, minimum and maximum for squared age, year and sectoral dummies are computed but not reported here.

Overall, the descriptive statistics for both sub-samples looks quite similar with some minor exceptions. A higher percentage of men than women are overeducated, while the opposite trend holds for undereducation. Moreover, a higher percentage of men are employed on horizontally mismatched positions than their female counterparts. In addition, men in the sample tend to report a “good health” category more frequently than women.

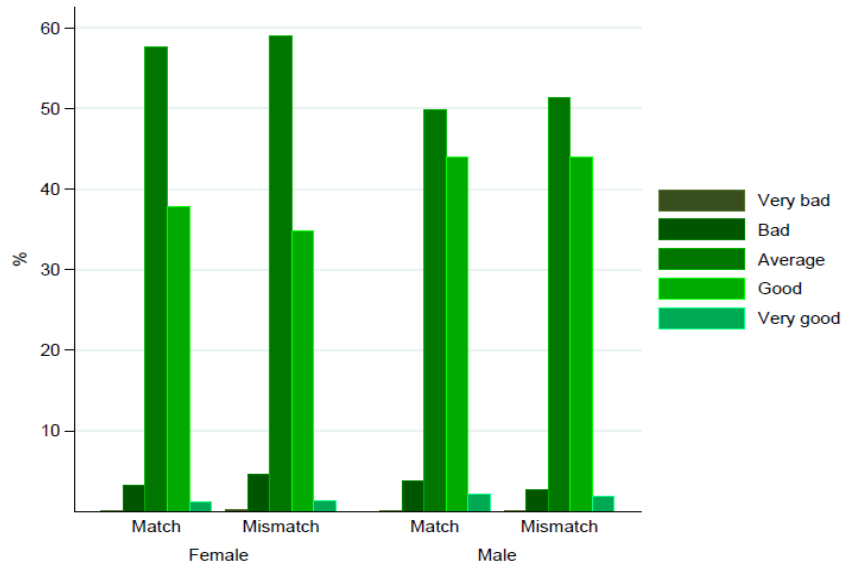
Figure 1 and 2 show how SAH is distributed over vertical and horizontal educational mismatch, respectively. Figure 1 reveals pronounced variation in the self-reported health status among different educational groups (i.e. matched, overeducated and undereducated employees) not only between female and male sub-samples but also within the same gender.

Figure 1 – Distribution of SAH over vertical educational mismatch stratified by gender.



Although women reported the “average health” status more frequently, regardless of the educational group, the “good health” response was more frequently observed for overeducated women in comparison with two other educational groups in the female sub-sample. The highest shares of the reported “average health” status were found among matched and undereducated men, while overeducated male respondents preferred the “good health” status to any other SAH category more frequently.

Figure 2 does not display the pronounced differences in the reported health status among horizontally matched and mismatched groups of employees within the same gender. However, the share of the “good health” responses for men is higher than for women in both matched and mismatched groups.

Figure 2 – Distribution of SAH over horizontal educational mismatch stratified by gender.

2.3. The empirical models and estimation strategy

Taken into account the panel type of data and the nature of outcome variable, the effect of different types of educational mismatch on SAH was estimated by dynamic random effects ordered probit model. The analysis also addressed the issue of unobserved heterogeneity (Mundlak, 1978) and the problem of the initial condition (Heckman, 1981). The analysis was stratified by gender.

The general specification of the models can be expressed as follows:

$$y_{it} = \beta x_{it} + \delta y_{it-1} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$i = 1, \dots, N$ (number of individuals in the sample)

$t = 2, \dots, T$ (number of waves of the survey)

where x_{it} is a set of observed explanatory variables which are assumed to be associated with the health indicator; α_i is an individual-specific and time-invariant random component; ε_{it} is a time and individual-specific error term which is assumed to be normally distributed, uncorrelated with α_i and uncorrelated across individuals and waves; y_{it-1} is the observed individual's health indicator of the previous period.

It is also likely that the sample of analysis may suffer from attrition bias – the situation such that the survival of respondents in the waves of survey is determined by their health status, educational mismatch and socioeconomic factors. To prevent misleading results, the diagnostic test on attrition was conducted in order to establish whether participants continued to respond or left the survey due to non-random reasons (Verbeek and Nijman, 1992).

3. Results

Table 3 displays the results of the test on attrition, following the procedure proposed by Verbeek and Nijman (1992). The coefficients on the diagnostic variables – dummy for presence of the respondent in the next wave, dummy for presence of the respondent in all waves used in the analysis, and the total number of waves the respondent participated in - were introduced in the model and estimated separately. Overall, the coefficients on these variables are not statistically significant at all significance levels, indicating that the respondents tend to leave the survey randomly and removing the problem of attrition from the agenda.

Table 3 – *The Verbeek and Nijman (1992) test on attrition*

	Outcome: SAH			
	Ordered probit with unobserved heterogeneity		Dynamic ordered probit with unobserved heterogeneity	
	Pooled model	Random effects model	Pooled model	Random effects model
Next wave	0.006 (0.025)	0.010 (0.036)	0.028 (0.039)	0.031 (0.044)
All waves	0.022 (0.035)	0.028 (0.052)	-0.014 (0.073)	-0.023 (0.040)
Number of waves	0.003 (0.013)	0.005 (0.018)	-0.007 (0.016)	-0.008 (0.020)

Robust standard errors are in parentheses.

p<0.10, **p<0.05, *p<0.01*

Table 4 aggregates results of estimation of dynamic random effects ordered probit model for SAH, which allows to control for unobserved heterogeneity and the issue of initial condition. Results provide evidence that neither type of educational mismatch is related to health of Russian male employees. The Russian women's SAH, in contrast, tends to respond to vertical and horizontal educational mismatch differently: while horizontal mismatch is associated with a worse self-assessed health status, no impact of vertical educational mismatch on health was revealed in the female sub-sample.

Table 4 - Dynamic random effects ordered probit model for SAH: results of estimation.

	Women (n=6,110)		Men (n=4,716)	
	Coef.	St.Err.	Coef.	St.Err.
Age	-0.048	0.096	-0.114	0.086
Age ²	0.000	0.001	0.001	0.001
Single	0.270*	0.156	0.053	0.175
Divorced/Widowed/Separated	0.015	0.122	-0.249	0.179
Log income	0.054	0.068	0.088	0.075
Rural area	-0.157	0.206	1.176***	0.167
Log of working hours	0.015	0.144	0.161	0.174
State-owned company	-0.112	0.096	-0.064	0.087
Managerial position	-0.069	0.086	-0.248***	0.094
Horizontal mismatch	-0.180**	0.072	0.061	0.094
Overeducation	-0.151	0.124	0.153	0.104
Undereducation	0.054	0.109	0.061	0.131
Log-likelihood	-4208.007		-3337.191	

The coefficients were also estimated on the sectoral and year dummies, regressors of within-individual means, lagged and initial states of health outcome and constant term, but they are not reported here.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 5 – Average marginal effects.

	Women (n=6,110)		Men (n=4,716)	
	Coef.	St.Err.	Coef.	St.Err.
Age	-0.012	0.024	-0.031	0.023
Age ²	0.000	0.000	0.000	0.000
Single	0.068*	0.039	0.014	0.048
Divorced/Widowed/Separated	0.004	0.031	-0.068	0.049
Log income	0.014	0.017	0.024	0.020
Rural area	-0.040	0.052	0.319***	0.046
Log of working hours	0.004	0.036	0.044	0.047
State-owned company	-0.028	0.024	-0.017	0.024
Managerial position	-0.017	0.022	-0.067***	0.026
Horizontal mismatch	-0.045**	0.018	0.017	0.026
Overeducation	-0.038	0.031	0.042	0.028
Undereducation	0.014	0.028	0.017	0.036

The average marginal effects for SAH were computed on probability of reporting good health.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 5 contains results of post-estimation for SAH, indicating that horizontally mismatched female employees, on average, are 4.5 percentage points less likely to report a good health status than their matched counterparts. Single status also contributes to good health in the female sub-sample. As for men, those who hold managerial positions are 6.7 percentage points less likely to report good health, while settling in a rural area increases the probability to perceive good health approximately by 32 percentage points.

Overall, the findings of this study indicate that Russian women tend to be particularly sensitive in terms of health to the impact of horizontal educational mismatch, while no effect of vertical educational mismatch on SAH was observed for them. Men's health in Russia, meanwhile, remains indifferent to the impact of any type of educational mismatch.

The channels through which horizontal mismatch negatively affects health may be twofold: i) mismatched individuals may consider the position "too challenging" what is potentially associated with a higher level of stress and risk to be dismissed due to the lack of skills and competencies which are required for the position; ii) mismatched individuals may consider the position "too simple" what causes depreciation of knowledge and skills, reduces the speed of promotion and does not enable to compensate opportunity costs of achieved educational attainment. It is likely that further explanations may be found, for instance, in the field of occupational psychology and sociology. The disparities in results for men and women may be explained by *gender inequalities* in employment requirements, working conditions, and distribution of occupations which take place in the Russian labour market.

4. Conclusion

This paper aims at filling the existing gap in the literature on educational mismatch by estimating the impact of different domains of this phenomenon on self-reported health of the Russian employees. The analysis has been conducted on the panel data from the Russia Longitudinal Monitoring Survey (2010-2014) and stratified by gender. The findings suggest that educational mismatch is related to health of the Russian manpower. However, the impact has been observed only for horizontal educational mismatch in the female sub-sample, indicating inefficiency and gender inequalities in the functioning of the Russian labor market.

This study has some limitations though, e.g. the issue of reporting heterogeneity – the problem which occurs for subjective categorical responses, e.g. SAH, job and life satisfaction etc., due to the fact that individuals perceive response scales differently - has not been addressed properly, indicating that the direction and magnitude of the estimated effects should be considered with caution.

Nevertheless, this study may provide support for policy reforms focused on improving both the efficiency of the Russian educational system and the gender equity in the labour market and, consequently, may lead to highly beneficial spillovers on the health status of the Russian employees. However, more multidimensional research is required in order to shed light on the mechanisms

which stand behind the possible impact of educational mismatch on the health outcomes of the manpower.

Acknowledgements

We are grateful to the organizers and participants of the 55th Scientific Meeting of the Italian Society of Economics, Demography and Statistics for useful comments. The usual disclaimers apply.

References

- ANIKIN V.A. 2012. The Modernization Potential of the Professional Structure of the Employed Population of Russia, *Sociological Research*, Vol. 51, No. 6, pp. 44-80.
- BADILLO-AMADOR L., VILA L.E. 2013. Education and Skill Mismatches: Wage and Job Satisfaction Consequences, *International Journal of Manpower*, Vol. 34, No. 5, pp. 416-428.
- BAERT S., COCKX B., VERHAEST D. 2013. Overeducation at the Start of the Career: Stepping Stone or Trap? *Labour Economics*, Vol. 25, pp. 123-140.
- BRACKE P., PATTYN E., VON DEM KNESEBECK O. 2013. Overeducation and Depressive Symptoms: Diminishing Mental Health Returns to Education, *Sociology of Health and Illness*, Vol. 35, No. 8, pp. 1242-1259.
- BRACKE P., VAN DE STRAAT V., MISSINNE S. 2014. Education, Mental Health, and Education-Labor Market Misfit, *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 55, No. 4, pp. 442-459.
- COTTINI E. 2012. Is Your Job Bad for Your Health? Explaining Differences in Health at Work Across Gender, *International Journal of Manpower*, Vol. 33, No. 3, pp. 301-321.
- GARCY A.M. 2015. Educational Mismatch and Mortality among Native-Born Workers in Sweden. A 19-year Longitudinal Study of 2.5 Million Over-Educated, Matched and Under-Educated Individuals, 1990–2008, *Sociology of Health and Illness*, Vol. 37, No. 8, pp. 1314-1336.
- HANDEL M.J., VALERIO A., SANCHEZ PUERTA M.L. 2016. Accounting for Mismatch in Low- and Middle-Income Countries: Measurement, Magnitudes, and Explanations. Directions in Development. Washington, DC: World Bank.
- HECKMAN J. 1981. The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process. In

- C.F. Manski & McFadden, D. (Eds.) *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 179-195.
- ILO 2014: Skills Mismatch in Europe: Statistics Brief.
- IRIONDO I., PEREZ-AMARAL T. 2016. The Effect of Educational Mismatch on Wages in Europe, *Journal of Policy Modelling*, Vol. 38, pp. 304-323.
- KAMPELMANN S., RYCX F. 2012. The Impact of Educational Mismatch on Firm Productivity: Evidence from Linked Panel Data, *Economics of Education Review*, Vol. 31, pp. 918-931.
- KIERSZTYN A. 2013. Stuck in a Mismatch? The Persistence of Overeducation during Twenty Years of the Post-Communist Transition in Poland, *Economics of Education Review*, Vol. 32, pp. 78-91.
- KUPETS O. 2016. Skill Mismatch and Overeducation in Transition Economies, *IZA World of Labor*, Vol. 224, pp. 1-10.
- MONTT G. 2017. Field-of-Study Mismatch and Overqualification: Labour Market Correlates and Their Wage Penalty, *IZA Journal of Labor Economics*, Vol. 6, No. 2, pp. 1-20.
- MUNDLAK Y. 1978. On the Pooling of Time Series and Cross Section Data, *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, pp. 69-85.
- PECORARO M. 2016. The Incidence and Wage Effects of Overeducation Using the Vertical and Horizontal Mismatch in Skills, *International Journal of Manpower*, Vol. 37, No. 3, pp. 536-555.
- Russia Longitudinal Monitoring survey, RLMS-HSE, conducted by the National Research University Higher School of Economics and ZAO "Demoscope" together with Carolina Population Center, University of North Carolina at Chapel Hill and the Institute of Sociology RAS.
- VERBEEK M., NIJMAN T. 1992. Testing for Selectivity Bias in Panel Data Models, *International Economic Review*, Vol. 33, No. 3, pp. 681-703.
- VERDUGO R., VERDUGO N.T. 1989. The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings, *Journal of Human Resources*, Vol. 24, No. 4, pp. 629-643.
- VERHAEST D., OMEY E. 2009. Objective Over-Education and Worker Well-Being: A Shadow Price Approach, *Journal of Economic Psychology*, Vol. 30, pp. 469-481.

SUMMARY

Education-Job Mismatch as a Determinant of Health: Evidence from the Russian Federation

Educational mismatch has been extensively investigated in the context of labour market interactions. However, recent studies have shifted their focus to the area of health-related research, considering education mismatch as an explanatory variable for mental health and psychological wellbeing. This paper aims at contributing to this literature by investigating the impact of vertical and horizontal educational mismatch on the self-assessed health status of the Russian manpower. The analysis has been conducted on the sample of currently working employees taken from the Russia Longitudinal Monitoring Survey (RLMS-HSE) and stratified by gender. The findings provide evidence that horizontal mismatch is negatively related to self-assessed health, but the effect is significant only for the female sub-sample. The results of this analysis may provide support for policy reforms focused on improving both the efficiency of the Russian educational system and the gender equity in the labour market. These reforms, consequently, may lead to highly beneficial spillovers on the health status of the Russian employees.

Mariia VASIAKINA, University of Insubria, mvasiakina@uninsubria.it

Silvana ROBONE, University of Insubria, silvana.robone@uninsubria.it

LA PARTECIPAZIONE DEGLI ADULTI ALLA FORMAZIONE CONTINUA IN ITALIA: ASPETTI QUANTITATIVI E QUALITATIVI DEL FENOMENO TRA RECESSIONE E RIPRESA ECONOMICA ¹

Raffaella Cascioli, Anna Emilia Martino

1. Introduzione

Il capitale umano di un individuo si forma e si sviluppa all'interno dei processi educativi, sia di quelli formali (scuola, università) sia di quelli non-formali (corsi ed attività formative) e informali (ambiente di lavoro, famiglia, vita sociale e relazionale).

L'apprendimento permanente durante tutto l'arco della vita (*lifelong learning*) assume sempre maggiore importanza nel mondo di oggi, soprattutto in relazione ai forti cambiamenti in atto nella nostra società. Sicuramente l'evoluzione demografica, il conseguente invecchiamento della popolazione ed il crescente peso della popolazione adulta e anziana nella nostra società rendono indispensabile garantire la partecipazione sempre più attiva ed autonoma di tutte le fasce della popolazione alla vita sociale ed economica. L'odierna società è poi caratterizzata da rapidi cambiamenti del mercato del lavoro e da mobilità lavorativa che richiedono alle persone capacità di acquisire, sviluppare e aggiornare le competenze durante tutto l'arco della vita. Infine, l'innovazione tecnologica accresce il rischio di una rapida obsolescenza delle competenze e richiede dunque continuo adattamento e riqualificazione tramite l'acquisizione di nuove competenze e abilità (*skill*) e nuove conoscenze (*knowledge*).

Visto questo scenario, a livello europeo è ormai da tempo molto forte l'attenzione al *lifelong learning*. Inteso a migliorare le conoscenze, le qualifiche e le competenze da un punto di vista personale, sociale e lavorativo, il *lifelong learning* rientra tra gli obiettivi strategici di Europa2020.

Nella Strategia europea si sottolinea l'importanza di fare in modo che l'apprendimento permanente divenga una realtà, proseguendo i lavori di attuazione

¹ L'articolo è frutto di un lavoro congiunto delle due autrici. Sono da attribuire ad entrambe i paragrafi 1, 2 e 3. Da attribuire a Raffaella Cascioli i paragrafi 5 e 6 e ad Anna Emilia Martino il paragrafo 4.

di opportune strategie e della creazione di percorsi di apprendimento più flessibili. Si insiste sul migliorare la qualità e l'efficacia dell'istruzione e della formazione in maniera tale che tutti i cittadini siano in grado di acquisire le competenze fondamentali. Inoltre, si rimarca l'importanza di promuovere l'equità e la coesione sociale attraverso politiche d'istruzione e di formazione che rendano tutti i cittadini in grado di acquisire e sviluppare le competenze necessarie per favorire la propria occupabilità ed una cittadinanza attiva. Infine, si sottolinea l'importanza di incoraggiare la creatività e l'innovazione, inclusa l'imprenditorialità, a tutti i livelli dell'istruzione e della formazione.

Per misurare e monitorare i progressi nel campo dell'istruzione e della formazione dei cittadini europei, l'Europa - all'interno del quadro strategico in campo formativo (*Education and Training ET 2020*) - ha adottato tra gli indicatori *benchmark* quello di innalzare almeno al 15% la quota di popolazione adulta, età 25-64 anni, coinvolta in attività educative e/o formative.

2. Dati e metodi

Le stime ufficiali dell'indicatore europeo "Partecipazione degli adulti al *lifelong learning*", derivano dai dati dell'*European labour Force Survey*. Il *lifelong learning* viene misurato attraverso la rilevazione delle attività di apprendimento formali e non formali effettuate nelle quattro settimane precedenti l'intervista².

Il confronto dell'Italia con l'Europa si circoscrive ad una analisi sostanzialmente descrittiva ed è focalizzato al 2017 - l'anno più recente di disponibilità dei dati.

L'approfondimento di analisi sull'Italia verterà sull'evoluzione del *lifelong learning* su un intervallo temporale più esteso, che abbraccia anche il periodo di crisi economica identificato negli anni 2009-2013³.

Con specifico riferimento all'Italia, è effettuato un approfondimento di analisi volto a valutare, sempre in chiave tendenziale le attività di apprendimento non formali; cioè le attività formative organizzate e strutturate al di fuori del sistema scolastico-universitario. Per tale approfondimento verranno sviluppati modelli multivariati.

² L'apprendimento formale comprende l'istruzione e la formazione effettuata presso scuole/università pubbliche o private al cui titolo di studio conseguito alla fine del corso viene attribuito valore legale dallo Stato. L'apprendimento non formale è relativo ad ogni attività formativa organizzata e pianificata al di fuori del sistema formale purché supportata da insegnante.

³ La scelta degli anni 2009-2013 anziché degli anni 2008-2014 - spesso individuati nelle analisi tendenziali come anni di inizio e di fine del periodo di crisi economica - è dettata dalla necessità di evitare i breaks, pur lievi, nella serie dei dati sulla formazione presenti negli anni 2009 e 2014.

3. Il confronto europeo

Nel 2017 in Italia il livello di partecipazione al *lifelong learning* è pari al 7.9% (10.9% nella media Ue28). Il divario di genere evidenzia il maggiore interesse all'apprendimento e alla partecipazione culturale delle donne rispetto agli uomini; sia in Italia (8,4% verso il 7,5%) che nella media Ue28 (11,8% verso 10,0%).

Il coinvolgimento in attività formative diminuisce con il crescere dell'età; tendenza presente in tutti i Paesi. L'alta partecipazione al *lifelong learning* tra i più giovani (in Italia il 14,9% dei 25-34enni è in formazione) è peraltro legata all'istruzione formale, ancora in fase di completamento (Tab.1). L'esigua partecipazione nelle fasce di età più mature, dove sarebbe indispensabile l'aggiornamento delle competenze, è un dato su cui porre attenzione: in Italia, la quota di 55-64enni in formazione è pari a 4,8% (6,3% nella media Ue).

Tabella 1 – Incidenze della Life Long Learning – anno 2017.

		UE28	Italia	Germania	Spagna	Francia	Regno Unito
Sesso	Maschi	10,0	7,5	8,7	9,2	16,2	12,9
	Femmine	11,8	8,4	8,1	10,6	21,1	15,8
	Totale	10,9	7,9	8,4	9,9	18,7	14,3
Età	25-34 anni	17,6	14,9	19,1	18,6	23,5	18
	35-44 anni	11,1	7,2	7,4	10,3	20,8	15,5
	45-54 anni	9,1	6,4	5,2	7,6	17,1	13,5
	55-64 anni	6,3	4,8	3,3	4,1	13,6	9,8
Titolo di Studio	Al più secondario inferiore	4,3	2,0	4,5	3,5	7,7	6,0
	Secondario superiore	8,9	8,9	7,3	10,4	15,1	12,2
	Terziario	18,6	18,3	12,5	16,7	29,8	20,1
Densità Demografica	Area metropolitana	13,1	9,5	11,2	11,2	20,6	14,6
	Piccoli centri urbani	9,7	7,1	7,2	8,9	18,4	14,3
	Area rurale	8,6	6,5	6,1	6,9	16,4	13,3
Condizione Lavorativa	Occupati	11,6	8,5	7,9	9,8	20,7	15,7
	Disoccupati	10,1	5,3	8,4	11,4	14,2	12,9
	Inattivi	8,6	7,3	10,9	9,1	13,1	10,1
Occupazione	Dirigenti, Professionisti, Tecnici	17,9	15,2	11,7	17,8	28,9	19,6
	Impiegati, addetti al comm/servizi	10,8	7,3	6,7	10,2	19,0	16,3
	Operai qualificati	5,4	3,9	3,9	4,9	10,6	10,8
	Professioni non qualificati	5,0	2,9	2,9	4,1	10,0	8,0
Tipologia Lavorativa	tempo determinato	16,2	8,5	24,5	12,8	19,0	23,5
	tempo indeterminato	11,7	8,6	6,5	10,0	21,5	16,3
Partime Fulltime	part-time	14,4	7,7	9,6	12,6	19,8	16,5
	full-time	11,7	8,8	7,4	10,4	21,5	16,7

Si osserva una relazione tra grado di urbanizzazione e livelli di partecipazione al *lifelong learning*. Risiedere in una grande città aiuta a veicolare informazioni e

promuovere la formazione, per contro chi vive nelle aree rurali partecipa meno ad attività formative. Evidente nella media europea e nei più grandi paesi, con la sola eccezione del Regno Unito; in Italia, il tasso di partecipazione è pari al 9,5% nei grandi centri urbani, 7,1% nelle città minori e 6,5% nelle aree rurali.

Il *lifelong learning* è molto correlato con il livello d'istruzione. I livelli di partecipazione sono alti per chi ha conseguito una laurea, significativamente inferiori per chi è in possesso di un titolo secondario superiore e minimi per coloro con al più un titolo secondario inferiore. L'Italia ha valori simili a quelli medi Ue per coloro con alto e medio livello di istruzione; 18,3% e 8,9% (18,6% e 8,9% i rispettivi valori Ue). Si differenzia invece, anche rispetto agli altri paesi europei, per la quota esigua di partecipazione tra coloro con basso livello di istruzione.

La partecipazione al mercato del lavoro è correlata ad una maggiore partecipazione al *lifelong learning*. Questo risultato è vero per la media Ue (11,5% e 8,6% i rispettivi valori degli attivi e non attivi) e per i maggiori paesi europei tra cui l'Italia (8,2% e 7,3% le rispettive quote); con la sola eccezione della Germania dove risulta una maggiore partecipazione alla formazione tra i non attivi.

Circoscrivendo l'analisi alle persone attive nel mercato del lavoro, si trova che la partecipazione al *lifelong learning* è minore per i disoccupati rispetto agli occupati; con l'eccezione della Germania e della Spagna. In Italia, questa differenza è più accentuata rispetto alla media europea: pari all'8,5% tra i primi e al 5,3% tra i secondi (11,6% e 10,1% i rispettivi valori Ue). Il divario Italia-Europa nell'intensità di partecipazione ad attività formative è dunque massimo proprio tra le persone disoccupate. Il livello di partecipazione al *lifelong learning* è massimo per i dirigenti, i professionisti ed i tecnici, medio tra gli impiegati e gli addetti al commercio ed ai servizi e minimo tra le professioni a più bassa qualifica, come gli operai ed il personale impiegato in lavori elementari. Queste differenze presenti anche negli altri paesi europei, in Italia risultano più ampie. Il valore simile a quello Ue per le professioni altamente qualificate (15,2% e 17,9% rispettivamente) scende in misura più netta già nelle professioni a media qualifica (7,3% e 10,8%) e tra le basse qualifiche è inferiore al 3%, mentre non scende sotto al 5% in Europa. In generale, comunque, più si è qualificati e più è alta la possibilità di trovarsi in formazione continua. Su questo risultato gioca un ruolo importante sia la formazione in ambito lavorativo, fortemente più centrata verso i profili professionali elevati, sia il forte legame tra alti livelli professionali e alti livelli di istruzione, questi ultimi associati ad elevate intensità di partecipazione alle attività formative. Nella media europea i lavoratori con contratto a tempo determinato registrano una maggiore partecipazione alla formazione rispetto a coloro con contratto a tempo indeterminato; è maggiore anche tra i lavoratori part-time rispetto ai full-time. L'Italia, insieme alla Francia, ha invece incidenze pressoché uguali per le due tipologie contrattuali e incidenze inferiori tra i lavoratori part-

time. I livelli di partecipazione alle attività formative differiscono per dimensione di impresa: più grande è l'impresa e maggiore è l'incidenza della formazione tra i dipendenti. In Italia, è pari al 10,0% nelle imprese con più di 10 addetti e al 6,6% per quelle con 10 addetti o meno (15,6% e 12,9% nella media Ue). Sulle differenze può incidere la minore disponibilità finanziaria e il minore investimento nell'organizzazione e nel capitale umano che caratterizza alcune piccole imprese.

4. Il quadro italiano

Alcuni risultati a livello nazionale ci mostrano come il *lifelong learning* sia cambiato nei due periodi considerati, il primo relativo alla crisi economica ed il secondo alla ripresa. Complessivamente, nel primo periodo si registra un aumento molto esiguo (dal 6.0% del 2009 al 6.2% del 2013) mentre nell'ultimo triennio si osserva un leggero calo (dall' 8.1% al 7.9%)(tab.2). L'aumento del primo periodo si rileva sia per i maschi che per le femmine. Invece per quanto riguarda il territorio, solo il Mezzogiorno non ha registrato alcun aumento; peraltro questa ripartizione è caratterizzata da un indicatore più basso rispetto alle altre due indicando una maggiore depressione, oltre che economica anche intellettuale delle regioni del sud. Durante la recessione una diminuzione dell'indicatore si è registrato anche per coloro in possesso di un titolo di studio di livello medio-alto, mentre il livello più basso ha registrato un piccolo aumento: tuttavia lo scarto tra il primo e l'ultimo livello rimane alto: 14.1 punti nel 2009, e 13.1 punti nel 2013. Nel triennio della ripresa la leggera flessione dell'indicatore è in realtà sintesi di andamenti contrapposti tra maschi e femmine (con una flessione solo tra i primi) e tra Nord e Centro-sud (con una flessione solo nei secondi). Si registra invece una diminuzione dell'indicatore indipendentemente dal livello di istruzione. Una nota positiva riguarda la classe d'età 55-64 anni che aumenta in entrambi i periodi.

Per quanto riguarda il mercato del lavoro, si evidenzia come, tra il 2009 ed il 2013, la formazione permanente ha registrato un aumento consistente tra gli occupati, mentre per i disoccupati è diminuita; questo differente trend non vale negli anni della ripresa, che vedono diminuire la formazione in entrambi i collettivi. Il quadro è negativo per coloro che devono riallocarsi all'interno del mondo del lavoro e non si vedono tutelati da politiche occupazionali che dovrebbero incentivare maggiormente la formazione. Per gli inattivi il trend durante la crisi è crescente ed il valore si stabilizza al 7.3% nel 2017. La formazione è crescente nel quadriennio 2009-2013 per tutte le occupazioni, tranne quelle più professionalizzanti e qualificate, come dirigenti, quadri, professionisti.

Tabella 2 – Incidenze della Life Long Learning.

		Valori percentuali				Variazioni	
		2009	2013	2014	2017	2013/2009	2017/2014
Sesso	Maschi	5.7	5.8	7.8	7.5	0.1	-0.3
	Femmine	6.4	6.5	8.3	8.4	0.1	0.1
	Totale	6.0	6.2	8.1	7.9	0.2	-0.2
Ripartizioni Geografiche	Nord	6.2	6.5	8.9	9.0	0.3	0.1
	Centro	6.8	7.2	9.0	8.8	0.4	-0.2
	Mezzogiorno	5.3	5.2	6.4	6.0	-0.1	-0.4
Titolo di Studio	Al più secondario inferiore	1.3	1.5	2.2	2.0	0.2	-0.2
	Secondario superiore	8.1	7.5	9.5	8.9	-0.6	-0.6
	Terziario	15.4	14.6	18.7	18.3	-0.8	-0.4
Condizione Lavorativa	Occupati	5.9	8.8	8.8	8.5	2.9	-0.3
	Disoccupati	6.0	5.1	5.4	5.3	-0.9	-0.1
	Inattivi	6.2	6.6	7.3	7.3	0.4	0.0
Occupazione	Dirigenti, Professionisti, Tecnici	11.9	10.5	15.3	15.2	-1.4	-0.1
	Impiegati, addetti al comm	5.5	5.6	7.8	7.3	0.1	-0.5
	Operai qualificati	1.7	2.6	3.9	3.9	0.9	0.0
	Professioni non qualificati	1.7	2.4	3.2	2.9	0.7	-0.3
Tipologia Lavorativa	tempo determinato	7.6	7.1	9.1	8.5	-0.5	-0.6
	tempo indeterminato	5.9	6.0	8.7	8.6	0.1	-0.1
Partime Fulltime	part-time	6.6	5.6	7.4	7.7	-1.0	0.3
	full-time	5.9	6.3	9.1	8.8	0.4	-0.3

Nella ripresa, si registra una flessione nella formazione per tutti i lavoratori, ad eccezione degli operai qualificati, per cui la formazione è stabile al 3.9%. Resta sostanzialmente molto bassa la formazione per gli operai e i lavori meno qualificati. Per quanto riguarda la tipologia lavorativa, durante la crisi cala la formazione tra i lavoratori a termine e questi restano penalizzati anche durante la ripresa. Negli anni della crisi scende la formazione continua anche tra i lavoratori part-time, mentre per i full-time la formazione scende negli anni della ripresa.

Si evidenzia una diminuzione costante della formazione formale, sia durante la recessione che nel triennio della ripresa a favore della formazione non formale che invece è aumentata in entrambi i periodi, passando dal 52.5% al 58.9% della formazione complessiva, nel primo periodo, e dal 67% al 68.9% nel secondo (tab. 3); andamenti che fanno riflettere come l'educazione degli adulti si sposti da ambienti formali come l'università a contesti meno formali, di più facile accesso e maggiore fruibilità. Le motivazioni che spingono a fare formazione sono soprattutto di tipo professionale rispetto a quelle personali, con il 68.1% versus il 31.9% nel 2017; le prime in continuo aumento in entrambi i periodi considerati. Anche la

tipologia del corso mostra il peso rilevante della formazione professionale rispetto ad altri tipi di attività formativa; questi ultimi decrescono nei periodi considerati mentre i corsi di formazione professionale continuano a crescere.

Tabella 3 – Tipologie di formazione (composizioni percentuali).

		Valori percentuali				Variazioni	
		2009	2013	2014	2017	2013/2009	2017/2014
Tipo di attività formativa	Formale	44.8	38.9	30.9	28.9	-5.9	-2
	Non formale	52.5	58.9	67	68.9	6.4	1.9
	Formale e non formale	2.7	2.2	2.1	2.2	-0.5	0.1
	Totale	100	100	100	100		
Motivi del corso	Motivi professionali	68.4	69.7	65.6	68.1	1.3	2.5
	Motivi personali	31.6	30.3	34.4	31.9	-1.3	-2.5
	Totale	100	100	100	100	0	0
Tipologia del corso	Formazione profess. regionale	7.7	5.8	5.4	3.7	-1.9	-1.7
	Formazione profess. aziendale	32.7	37.6	36.5	40.3	4.9	3.8
	Altro corso di formazione profess.	19.3	21.5	17.8	19.2	2.2	1.4
	Altro tipo di attività formativa	40.3	35.2	40.3	36.8	-5.1	-3.5
	Totale	100	100	100	100		

Nel 2017, gli argomenti più frequenti delle attività formative riguardano lo sport, l'educazione fisica e le attività motorie, raggiungendo il 19.1% del totale dei corsi, con un aumento di 2.7 punti rispetto al 2014. Seguono i corsi sui servizi di sicurezza personale, sul lavoro e militare (11,8%) e quelli di economia aziendale, commercio, marketing, finanza e lavori di ufficio (11,5%). I corsi di medicina, odontoiatria, servizi medici, servizi di assistenza hanno un'incidenza dell'8,9% sul totale delle attività formative.

Ad eccezione dello sport, questi argomenti ruotano soprattutto intorno al mondo lavorativo. Gli altri argomenti, legati al tempo libero, come lingue straniere, arte, musica e arti espressive hanno tutte percentuali minori (tab.4).

Tabella 4 – Argomenti della formazione (su 100 individui in Life Long Learning).

ARGOMENTI DEL CORSO	2014	2017	2017/2014
sport, educazione fisica, attività motorie	16.4	19.1	2.7
servizi di sicurezza personale, sul lavoro e militare	13.5	11.8	-1.7
economia aziendale, commercio, marketing, finanza, lavori di ufficio	11.2	11.5	0.3
medicina, odontoiatria, servizi medici, servizi di assistenza	9.8	8.9	-0.9
lingue straniere	8.4	7.2	-1.2
arte, musica e arti espressive	8.2	5.7	-2.5
educazione, insegnamento, pedagogia e formazione	4.2	6.8	2.6

La formazione permanente è correlata al settore di attività economica in cui si lavora; settori altamente specializzati laddove è spesso indispensabile un titolo terziario, come Istruzione e Sanità, Credito e Assicurazioni, Informazione e comunicazione, Pubblica Amministrazione e Attività immobiliari, servizi alle imprese e altre attività professionali e imprenditoriali hanno un'incidenza della formazione permanente più alta rispetto ad altri settori meno specialistici come Agricoltura, caccia e pesca, Costruzioni, Commercio ed Industria (tab. 5).

In conclusione, dal quadro italiano si evince quanto la *lifelong learning* sia correlata al mondo professionale, ed alla fascia attiva della popolazione.

Tabella 5 – Settore attività economica – Incidenze percentuali.

SETTORE ATTIVITA' ECONOMICA	2009	2013	2014	2017	2013/2009	2017/2014
Agricoltura, silvicoltura e pesca	1.7	2.1	3.1	2.7	0.4	-0.4
Industria in s.s.	3.4	4.1	6.5	6.4	0.7	-0.1
Costruzioni	2.2	2.6	4	3.5	0.4	-0.5
Commercio	3.3	4	5.7	5.3	0.7	-0.4
Alberghi e ristorazione	4.1	4	4.8	5	-0.1	0.2
Trasporti e magazzinaggio	4.6	5.4	7	6.2	0.8	-0.8
Informazione e comunicazione	9.4	8.5	12.6	11.6	-0.9	-1
Credito e assicurazioni	11.8	11.5	17.3	17.5	-0.3	0.2
Attività immobiliari, servizi alle imprese e altre attività professionali e imprenditoriali	7.9	8.3	11.8	11	0.4	-0.8
Pubblica amministrazione	7.7	7	10.9	9.7	-0.7	-1.2
Istruzione e Sanità	12.7	11.7	16	16.2	-1	0.2
Altri servizi collettivi e personali	5.1	4.4	5.9	6.3	-0.7	0.4

5. Partecipazione alle attività di apprendimento non formale

In questo paragrafo l'attenzione è volta alle sole attività formative non formali. A differenza della formazione formale, che coinvolge quasi esclusivamente la fascia di popolazione più giovane, la formazione non formale può più propriamente essere considerata la formazione "durante tutto il corso della vita".

In Italia, nel 2017, la quota di popolazione che ha partecipato ad attività formative non formali nelle ultime quattro settimane è pari al 5,7% (+0,5 tra il 2009 ed il 2013; +0,1 nell'ultimo triennio); con una differenza marcata tra occupati (7,5%) e non occupati (2,3%). Questa differenza tra occupati e non occupati, più accentuata rispetto a quanto si registra per il *lifelong learning* (che include

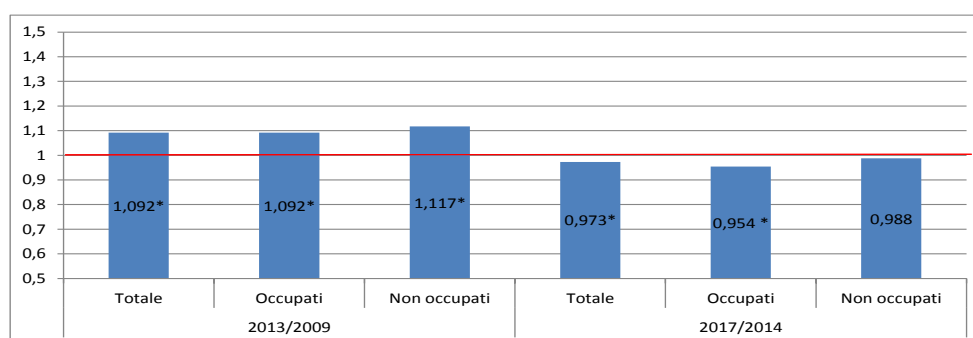
l'istruzione formale), trova ragione nel fatto che tra i secondi è più consistente la quota di popolazione ancora inserita in percorsi di istruzione formali.

L'approfondimento che segue utilizza modelli di regressione logistica multivariata la cui variabile risposta dicotomica è l'aver partecipato o meno ad un'attività formativa non formale nelle ultime quattro settimane. Le variabili indipendenti di controllo sono relative alle principali caratteristiche socio-demografiche; sesso, età, area geografica di residenza, titolo di studio.

La prima analisi utilizza le popolazioni congiunte degli anni 2013 e 2009 e degli anni 2017 e 2014. L'introduzione di variabili dicotomiche, rispettivamente 2013/2009 e 2017/2014, forniscono una stima dei cambiamenti avvenuti, nel periodo di crisi e nel triennio di ripresa, nelle *chances* che un individuo ha di partecipare ad attività formative non formali (misurate dai valori degli *odds ratios*).

I risultati confermano, per quanto riguarda il periodo di crisi economica, quanto evidenziato già con l'analisi univariata e cioè un lieve aumento di partecipazione alle attività formative dal 2009 al 2013 (*odds ratio* pari a 1,092) (Fig.1). Con riferimento all'ultimo periodo – nonostante valori pressoché analoghi nelle incidenze del 2014 e del 2017 - si stima un calo statisticamente significativo nelle *chances* di partecipazione, purtuttavia davvero esiguo (*odds ratio* di 0,973).

Figura 1 – Variazioni nelle probabilità di partecipazione alle attività formative non formali della popolazione di 25-64 anni: stima della probabilità nel 2013 rispetto al 2009 e nel 2017 rispetto al 2014 – (*odds ratios* – derivanti da modelli di regressione logistica).



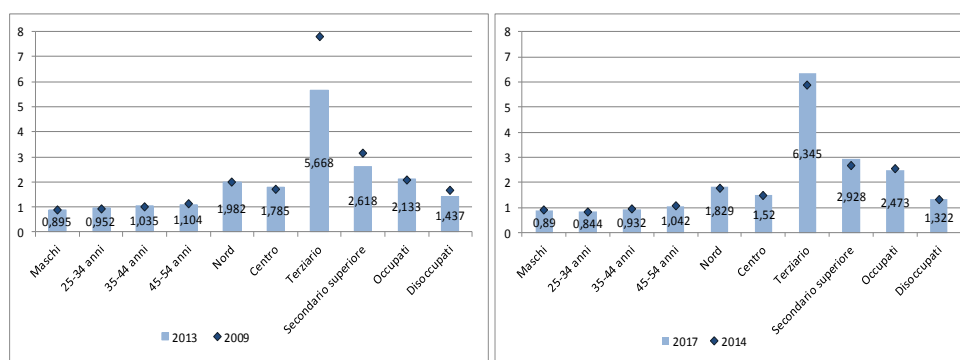
La seconda analisi stima l'influenza delle caratteristiche individuali sulla partecipazione alla formazione continua non formale. I modelli multivariati applicati disgiuntamente agli anni 2009, 2013, 2014 e 2017 permettono di osservare i cambiamenti nelle relazioni tra le caratteristiche dell'individuo e le probabilità di partecipazione, succeduti nel periodo della crisi e della ripresa.

Tra le variabili indipendenti, si è introdotta anche la condizione occupazionale. La partecipazione alle attività formative non formali diverge infatti tra occupati e

non occupati e non solo in termini quantitativi ma anche in termini di tipologia. In particolare, tra le attività di formazione non formali, quella organizzata e/o finanziata dall'impresa presso la quale si lavora ha un peso piuttosto rilevante e, per definizione, questa è erogata solamente agli occupati.

Il dato del 2017, conferma una leggera prevalenza di formazione non formale nelle donne (*odds ratio* pari a 0,89 nei maschi rispetto alle femmine; significativo al 95%) (Fig.2). Rispetto al Mezzogiorno, le persone residenti nel Nord e nel Centro hanno maggiori *chances* di partecipare ad attività di formazione non formale (poco meno che doppie nel Nord e pari ad una volta e mezza nel Centro). La popolazione più giovane (25-34 anni e 35-44 anni) fa meno formazione non formale rispetto alla popolazione più matura (*odds ratio* pari a 0,844 e 0,932; significativi al 95%).

Figura 2 – Probabilità di partecipazione alle attività formative non formali della popolazione di 25-64 anni per caratteristiche individuali e condizione occupazionale. Anni 2009, 2013, 2014 e 2017 - (*odds ratios* derivanti da modelli di regressione logistica).



E' importante osservare come le entità delle relazioni stimate tra la partecipazione e le caratteristiche di genere, di territorio e generazionali non hanno registrato alcuna variazione né nel periodo della crisi né nel periodo di ripresa.

Si conferma la forte correlazione tra livello di istruzione e partecipazione alla formazione continua non formale. Nel 2017, rispetto alla popolazione con al più un titolo secondario inferiore la probabilità di partecipare ad attività formative dei possessori di un titolo secondario superiore e di un titolo terziario è stimata circa tre volte superiore e oltre sei volte superiore, rispettivamente. Nell'ultimo triennio non si stimano cambiamenti significativi nell'entità del legame tra titolo di studio e opportunità formative, mentre negli anni della crisi si è registrata una riduzione significativa del vantaggio dei titoli terziari e secondari rispetto ai bassi titoli.

Infine, le persone attive nel mercato del lavoro mostrano maggiore partecipazione alle attività formative non formali. Tra queste, tuttavia, le persone disoccupate hanno *chances* significativamente inferiori rispetto alle persone occupate con una differenza che è perdurata nel periodo di crisi e che è rimasta costante anche nel periodo di ripresa. Nel 2017 le *chances* di formazione rispetto agli inattivi sono circa due volte e mezzo superiori (*odds ratio* 2,473) negli occupati, e circa un terzo maggiori (*odds ratio* 1,322) nei disoccupati.

6. Conclusioni

I dati confermano che la formazione continua tende a qualificare ulteriormente persone che hanno già un buon livello educativo e formativo, che sono residenti nelle aree più sviluppate del paese, che sono già inserite nel sistema produttivo e che ricoprono le posizioni lavorative più qualificate. Risultano, di contro, meno coinvolti i soggetti più vulnerabili e, in quanto tali, più bisognosi di formazione.

Il divario dell'Italia con l'Europa è piuttosto marcato per alcune specifiche categorie: i disoccupati, i lavoratori con contratti a termine e quelli ad orario ridotto. In Italia, queste fasce di popolazione sono penalizzate in termini di formazione continua mentre in Europa sono spesso le più coinvolte. E' dunque importante che in Italia si comprenda la necessità di investire maggiormente nella formazione di coloro che più hanno bisogno di acquisire abilità e competenze da rivendere nel mercato del lavoro e che permettano loro di essere più competitivi.

Durante il periodo di crisi economica, nel nostro Paese non sembrano essere aumentati in misura considerevole gli investimenti in formazione. Eppure gli investimenti in formazione avrebbero potuto aiutare sia le imprese, sia gli individui a fronteggiare la crisi; le imprese, sul piano dell'innovazione e della competitività, gli individui, sul piano della riqualificazione professionale necessaria a rendere possibile il loro ricollocamento in caso di perdita del posto di lavoro.

Peraltro, anche il successivo periodo di ripresa economica non si sta accompagnando ad un maggiore investimento in formazione, che potrebbe invece costituire un volano fondamentale per agganciare meglio la congiuntura favorevole mondiale. L'innovazione tecnologica e le trasformazioni da questa indotte, ma anche la complessità contemporanea e le maggiori fragilità individuali rispetto al passato, rendono indispensabile un costante investimento nella formazione, nell'aggiornamento e nella riqualificazione professionale continua. Occorre in proposito uno sforzo ed un impegno congiunto delle istituzioni pubbliche e delle imprese private ed una maggiore consapevolezza dei singoli cittadini affinché la formazione continua in età adulta si espanda coinvolgendo tutte le classi di individui, perché la crescita personale e sociale del singolo contribuisca alla crescita della nostra società.

Riferimenti bibliografici

- ISFOL, 2017. Relazione sulla formazione continua in Italia. Doc. XLII., No. 4.
- BALDAZZI, B., MARTINO, A., 2015. Modelli di apprendimento in Europa. In *Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica*, Volume LXIX n.4, 2015.
- CASCIOLI, R., 2011. Investment in Human Capital in Times of Economic Crisis. In *Bulletin of corporative labour relations vol.77* – Wolkers Kluwer Editore.
- SPAGNUOLO G. 2014. Apprendimento permanente e istruzione degli adulti per favorire la formazione alle competenze. *Osservatorio Isfol*. No. 1-2, pp. 153-168.
- CROCE G. La formazione continua in Europa e in Italia: investimenti privati e politiche pubbliche. Convegno CRISS, Roma, Università La Sapienza, 2004.

SUMMARY

The participation of adults in Lifelong learning in Italy: quantitative and qualitative aspects of the phenomenon between recession and recovery

In consideration of the extension of the working life and raising of the retirement age, both of which are linked to the gradual ageing of the population, lifelong learning represents an essential requirement to remain integrated in the labour market. The production system's point of view of upgrading and raising the levels of competence of workers facilitates the innovation and competitiveness of enterprises; even more in the light of the profound technological and digital transformation underway. Moreover, the same demographic scenarios also highlight the importance of training in order to ensure an active participation of the population in social life by eluding their exclusion and isolation until the most advanced ages. The proposed work intends to deepen the elements peculiar to the participation of adults in the lifelong learning in Italy in comparison with the other European countries. The benchmark indicator is one of the European Union Strategy 2020 and uses data from the European Labour Force Survey. The observation time allows an analysis of the evolution of the lifelong learning, with a vision of the impact of the economic crisis and the recent recovery. Through the application of multivariate models, the individual characteristics more related to the probability of lifelong learning will be delineated and also as these have changed over time. We can in future implement the European Commission's proposal to create a 'European pillar of social rights' by identifying the role that lifelong learning can have in setting up contexts and employment opportunities.

Raffaella CASCIOLI, Istat, racascio@istat.it
Anna Emilia MARTINO, Istat, annmarti@istat.it

DIFFUSIONE TERRITORIALE E SEGREGAZIONE OCCUPAZIONALE DI GENERE NELL'INDUSTRIA MANIFATTURIERA ITALIANA

Maria Carmela Miccoli, Antonella Biscione

1. Premessa

La segregazione occupazionale è stata oggetto di numerosi studi ed analisi ed è uno degli aspetti più discussi dei mercati del lavoro in tutto il mondo.

Alla luce della letteratura esistente, intendiamo per *segregazione occupazionale* quella forma di disuguaglianza caratterizzata dalla non uniforme distribuzione delle occupazioni tra i differenti gruppi di popolazione. Si identificano due forme di segregazione occupazionale: orizzontale e verticale. Nel primo caso, si ha la concentrazione degli individui svantaggiati alcuni in un ristretto numero di occupazioni o settori produttivi; nel secondo caso (segregazione verticale), si ha la concentrazione degli individui sfavoriti nei livelli gerarchici inferiori delle varie forme di attività (si vedano, ad esempio, Rosenfeld & Kalleberg 1991, Anker 1998; Blau & Kahn 1996; Reskin 2000, Budig 2002, Karlin et al., 2002, Kmec 2005, Blackburn & Jarman, 2006, Roos, 2008; Vöörmann, 2009).

La segregazione occupazionale di genere è fenomeno emerso nei Paesi membri dell'UE, ed è manifestamente presente nel contesto italiano. Lo studio di tale fenomeno assume rilievo poiché la letteratura è concorde nell'affermare che la segregazione occupazionale di genere è causa di rigidità e di inefficienze.

Scopo del presente lavoro è l'analisi del grado di diffusione del fenomeno, considerato nei suoi diversi aspetti, all'interno dell'industria manifatturiera italiana. Ciò viene effettuato utilizzando i maggiori indicatori sviluppati dalla letteratura corrente ed utilizzando dati Istat.

Alcune considerazioni di policy accompagnano le conclusioni della presente ricerca.

2. La segregazione occupazionale di genere nella letteratura economica

La segregazione di genere ha un effetto negativo sul modo in cui gli uomini vedono le donne e su come le donne vedono se stesse (Anker, 1997). Tutto questo porta, a sua volta, a guadagni diseguali e ad un differente status sociale per donne e uomini. Le donne, infatti, sono concentrate in bassi livelli nelle organizzazioni che le impiegano poiché i datori di lavoro tendono a riservare posizioni più prestigiose agli uomini. In aggiunta, le donne hanno meno probabilità degli uomini di esercitare autorità sul posto di lavoro (Kraus & Yonay 2000, Fodor 2004, Huffman & Cohen 2004, Cohen & Huffman 2007, Sools et al., 2007). È opportuno ricordare che la persistenza di stereotipi di genere ha anche degli effetti negativi sull'istruzione e sulla formazione provocando il permanere di disuguaglianze di genere anche nelle generazioni future (Anker 1997).

In letteratura esistono tre filoni che tentano di spiegare la segregazione di genere nel mercato del lavoro: 1) le teorie neoclassiche del capitale umano; 2) le teorie sulla segmentazione del mercato del lavoro e 3) le teorie femministe o di genere.

Secondo la teoria neoclassica del capitale umano (Mincer & Polacheck, 1974), i lavoratori cercano le occupazioni migliori considerando le proprie capacità personali, i propri vincoli e le proprie preferenze. Tale teoria presuppone la minore produttività delle donne rispetto agli uomini poiché esse sono prevalentemente dedite alle faccende domestiche ed all'assistenza della prole. Le donne pianificano le loro vite in modo diverso dagli uomini poiché prevedono di ritirarsi (almeno temporaneamente) dal lavoro per crescere i loro figli. Le donne, quindi, programmerebbero la loro partecipazione alla forza lavoro prevedendo discontinuità delle quali tengono conto quando effettuano le loro scelte professionali.

Le teorie sulla segmentazione del mercato del lavoro includono la teoria del doppio mercato del lavoro e la teoria della discriminazione statistica (Anker, 1997). Secondo la prima esiste un segmento in cui i posti di lavoro sono relativamente migliori in termini di retribuzione, sicurezza e condizioni di lavoro, composto da occupazioni "maschili" e un altro di occupazioni "femminili". Ogni segmento del mercato del lavoro può funzionare secondo la teoria neoclassica ed è davvero poco probabile che i lavoratori passino da un segmento all'altro. La teoria della discriminazione statistica presuppone la presenza di differenze nella produttività, abilità, esperienza all'interno dei gruppi di lavoratori, partendo da questa ipotesi le donne sono discriminate poiché considerate meno produttive e con meno competenze.

Infine, le teorie femministe o di genere (teoria della svalutazione, teoria della discriminazione, teoria delle preferenze ecc.) riguardano principalmente le variabili del mercato non del lavoro, che gli economisti considerano un dato (Anker 1997).

Queste teorie non specificano il motivo per cui i lavori vengono svolti da un sesso o l'altro. Il punto di partenza di queste teorie è rappresentato dalla posizione svantaggiata delle donne nel mercato del lavoro - concentrate in occupazioni di livello inferiore e in posti di lavoro meno retribuiti - causata dal patriarcato e dalla posizione subordinata delle donne sia nella società che nella famiglia. La teoria della svalutazione afferma che se un lavoro è svolto principalmente da donne, i datori di lavoro iniziano a considerare il lavoro meno prezioso o meno impegnativo (Karlin et al., 2002).

3. Il rapporto tra i sessi come nodo centrale della discriminazione di genere

Prima di entrare nel merito degli indicatori utilizzabili per misurare il grado di diffusione della discriminazione occupazionale di genere è bene richiamare alcuni aspetti essenziali del rapporto quantitativo tra i sessi esistente nella popolazione e nelle forze di lavoro.

Se si guarda alla struttura della popolazione, soprattutto di quella in età lavorativa dei Paesi a sviluppo avanzato, il rapporto tra i sessi ruota intorno alla parità numerica, allontanandosi da essa solo per le classi di età molto avanzate in conseguenza, come risaputo, della differente vita media, che è maggiore di alcuni anni per le donne. In Italia ciò è generalmente verificato, lasciando intendere che, potenzialmente ed in assenza di ogni fattore di differenziazione, selezione e/o esclusione, i tassi di occupazione nei diversi settori (ivi compresa l'industria manifatturiera) dovrebbero essere molto simili. Come è ben noto, tuttavia in Italia e nel mondo occidentale il tasso di partecipazione femminile alle forze di lavoro è più basso di quello degli uomini. In Italia, fortunatamente, si assiste ad una progressiva crescita della partecipazione femminile: nell'ultimo ventennio, infatti, il rapporto di genere è progressivamente aumentato (cfr. *Tabella 1*). Non è stata certamente ancora raggiunta la parità completa, ma il trend è sicuramente positivo.

Tabella 1 – *L'offerta esplicita di lavoro in Italia, 1996-2016 (migliaia di unità).*

	Anni				
	1996	2001	2006	2011	2016
Maschi (M)	14.406,1	14.437,9	14.543,6	14.424,6	14.850,3
Femmine (F)	9.031,5	9.700,3	9.868,3	10.234,9	10.919,6
Totale (MF)	23.437,6	24.138,2	24.411,9	24.659,5	25.769,9
Rapporto tra i sessi (F/M)*100	62,7	67,2	67,9	71,0	73,5
Quota % di donne (F/MF)*100	38,5	40,2	40,4	41,5	42,4

Fonte: nostre elaborazioni su dati Istat, Rilevazioni trimestrali delle forze di lavoro

4. Il rapporto tra i sessi nell'industria manifatturiera

Veniamo ora al rapporto di genere all'interno dell'industria manifatturiera italiana. La *Tabella 2* illustra il peso percentuale dell'occupazione femminile sull'occupazione totale con riferimento alle cinque ripartizioni territoriali nelle quali viene usualmente diviso il territorio nazionale ed agli anni 2001, 2011 e 2015 (Nord-ovest; Nord-est; Centro; Mezzogiorno; Isole). Appare subito evidente, osservando i dati in tabella, che l'industria manifatturiera italiana non è caratterizzata da parità di genere: il rapporto tra i sessi vede la presenza femminile caratterizzarsi per valori che sono stati in progressiva riduzione nel corso del tempo e che risultano essere, nell'anno finale, generalmente inferiori al 30%. A ciò va aggiunto che la presenza femminile appare sistematicamente più debole nel caso del lavoro indipendente rispetto al lavoro subordinato ed altrettanto sistematicamente più debole nelle regioni meridionali e insulari rispetto alle regioni del nord e del centro dell'Italia.

Tabella 2 – *Peso percentuale dell'occupazione femminile sulla occupazione totale nell'industria manifatturiera italiana, 2001, 2011, 2015.*

Ripartizioni	Lav. dipendenti	Lav. Indipendenti	Totale addetti
2001			
Nord-ovest	30,30	24,33	29,49
Nord-est	34,48	25,69	33,13
Centro	33,53	27,45	32,28
Mezzogiorno	30,06	21,92	28,24
Isole	19,92	20,22	20,02
ITALIA	31,77	24,74	30,59
2011			
Nord-ovest	28,28	24,22	27,81
Nord-est	30,91	24,52	30,11
Centro	32,12	26,96	31,22
Mezzogiorno	25,05	22,15	24,50
Isole	19,56	20,53	19,83
ITALIA	29,14	24,34	28,46
2015			
Nord-ovest	27,67	24,27	27,28
Nord-est	29,99	24,55	29,35
Centro	29,99	27,32	29,94
Mezzogiorno	25,53	21,95	24,87
Isole	21,35	21,02	21,25
ITALIA	28,69	24,44	28,10

Fonte: Istat, Censimenti generali della popolazione e delle abitazioni e Demo.Istat.it

5. La segregazione orizzontale di genere nell'industria manifatturiera italiana

Al fine di osservare la segregazione di genere è necessario fare ricorso ad alcuni indicatori capaci di misurare l'entità del fenomeno.

Prima di illustrare gli indicatori utilizzati in questa sede, tuttavia, è in primo luogo necessario riprendere le differenze esistenti tra la segregazione *orizzontale* e quella *verticale*. La prima interpreta la differente concentrazione dei lavoratori rispetto alle lavoratrici in un determinato settore o professione; la seconda fa riferimento ai livelli di inquadramento o a posizioni professionali ordinate gerarchicamente.

Per l'analisi della segregazione occupazionale di tipo orizzontale si sono, in questa analisi, utilizzati due indicatori: (i) l'indice di dissimilarità e (ii) l'indice di dissimilarità standardizzato.

L'indice di dissimilarità di Duncan & Duncan (1955) è l'indicatore maggiormente utilizzato per misurare la segregazione, poiché permette di conoscere la quota percentuale di maschi (o di femmine) che dovrebbe cambiare occupazione affinché il rapporto di genere di ciascuna occupazione (o settore) sia uguale al rapporto della forza lavoro nel suo complesso. In altri termini, si può definire tale indicatore come la percentuale di forza lavoro che si dovrebbe spostare da un settore all'altro per avere due distribuzioni uguali. L'indice di dissimilarità è il seguente:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{F_i}{F} - \frac{M_i}{M} \right|$$

dove F_i ed M_i sono rispettivamente il numero di donne ed il numero di uomini che lavorano nell'occupazione i , mentre F e M sono il numero totale di donne e uomini occupati. L'indice assume valori che vanno da un minimo di 0 (caso della completa integrazione) ad un massimo di 100 (completa segregazione). Questo indice presenta un limite: è incapace di fornire una soglia che consenta di comprendere se sussista o meno un elevato livello di segregazione. Nonostante tutto è utile per l'analisi della segregazione occupazionale con riferimento alla tipologia di impiego, occupazione e settore industriale in un dato periodo di tempo.

L'indice standardizzato di dissimilarità dimensionale è una misura assoluta della segregazione che considera l'effetto della struttura occupazionale, utilizzando tutte le occupazioni (calcolate su un numero fisso di categorie professionali) come se fossero della stessa dimensione. Esso può essere espresso nel modo seguente:

$$D_s = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \left[\frac{\left(\frac{F_i}{T_i}\right)}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{F_i}{T_i}\right)} \right] - \left[\frac{\left(\frac{M_i}{T_i}\right)}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{M_i}{T_i}\right)} \right] \right|$$

dove T_i è la somma della popolazione maschile e femminile dell'occupazione i , i numeratori (F_i/T_i) e (M_i/T_i) indicano le quote di maschi e di femmine presenti nell'occupazione i , i denominatori servono ad aggiustare tali valori attraverso l'utilizzo delle quote nelle altre occupazioni. L'indice assume valori compresi tra 0 e 100: più l'indice è vicino a 100, maggiore è il grado di dissimilarità, al contrario se l'indice prossimo allo 0, il livello di dissimilarità è basso.

L'indice standardizza, riportando alla medesima dimensione, ciascuna delle forme di occupazione i , non è influenzato dalle caratteristiche della distribuzione occupazionale e non permette che i cambiamenti, nel tempo, delle dimensioni professionali influiscano sul suo valore. Pur riuscendo a risolvere il problema legato alla dimensione di ciascuna occupazione, la procedura di standardizzazione, fornisce solo una stima parziale poiché tende ad aumentare l'impatto delle piccole categorie e diminuisce l'influenza delle categorie maggiori. Anche questo indice non fornisce una soglia che consenta di determinare la gravità della segregazione.

Veniamo ora (*Tabella 3*) all'analisi dei dati che caratterizzano l'industria manifatturiera italiana, premettendo che, pur essendo stata finora effettuata un'analisi che comprende il 2001, il 2011 ed il 2015, per lo studio della segregazione occupazionale sia orizzontale che verticale ci si soffermerà solo sul 2011 ed il 2015. Si noti che la scelta di limitare l'analisi a questi soli due anni deriva dalla mancata possibilità di comparare i dati di quegli anni con quelli relativi al 2001 poiché per tale anno non è possibile classificare i dipendenti per tipologia contrattuale in quanto la variabile risulta essere non disponibile.

La *Tabella 3* riporta i valori di entrambi gli indicatori utilizzati sia a livello regionale che a livello nazionale. Osservando i dati presenti in tabella è possibile notare che tra il 2011 ed il 2015 si è registrato un lieve aumento dell'indice di dissimilarità. Al contrario, l'indice di dissimilarità standardizzato ha conosciuto una netta riduzione, infatti, il suo valore si è dimezzato. La riduzione di quest'ultimo indicatore può essere addebitata alle modalità di calcolo, si tratta di un indicatore che non risente in alcun modo dei cambiamenti, nel tempo, delle dimensioni professionali, in altre parole esso neutralizza l'effetto della struttura occupazionale.

Se si focalizza l'attenzione a livello regionale si riscontrano risultati eterogenei. Nel 2011, è la Liguria a detenere il primato di regione più dissimile, ciò significa che per avere una perfetta similitudine tra le varie occupazioni è necessario uno spostamento delle donne (o degli uomini) nelle altre occupazioni. Nel 2015, si

aggiudica tale primato il Trentino-Alto Adige che presenta un indice di dissimilarità che risulta essere circa una volta e mezzo quello registrato a livello nazionale. L'indice standardizzato di dissimilarità dimensionale fornisce valori differenti, nel 2011 la regione che presenta una maggiore segregazione orizzontale è la Toscana mentre nel 2015 il primato spetta alle Marche.

Tabella 3 – *Indici della segregazione occupazionale orizzontale nell'industria manifatturiera italiana, 2011 e 2015*

Regioni	2011		2015	
	D	Ds	D	Ds
Piemonte	18,9	44,5	17,3	21,2
Valle d'Aosta	23,7	38,5	26,5	21,8
Lombardia	21,5	55,3	23,4	31,5
Trentino-Alto Adige	29,9	65,1	30,9	34,2
Veneto	18,2	79,3	19,7	38,9
Friuli-V. Giulia	15,0	53,9	16,2	35,3
Liguria	30,5	53,3	28,5	21,2
Emilia-Romagna	20,8	74,4	20,9	38,2
Toscana	16,1	80,9	17,5	40,3
Umbria	17,4	76,6	18,8	38,3
Marche	12,7	78,3	14,5	44,8
Lazio	24,5	39,1	21,5	18,8
Abruzzo	10,8	75,1	10,4	41,1
Molise	17,2	51,6	14,9	22,5
Campania	17,4	86,85	17,3	39,4
Puglia	12,6	62,5	12,1	22,7
Basilicata	13,9	48,4	13,1	25,1
Calabria	18,9	69,0	19,2	27,9
Sicilia	28,1	63,3	26,3	31,7
Sardegna	26,3	49,3	24,5	25,2
Italia	19,2	66,9	19,9	35,0

Fonte: ns. elaborazioni su dati Istat (CIS 2011 e ASIA 2015)

6. – La segregazione verticale di genere nell'industria manifatturiera italiana

Per quel che riguarda la segregazione occupazionale verticale o gerarchica, i dati della *Tabella 4* mostrano tutta la sua portata sia a livello regionale che a livello nazionale sottolineando la posizione svantaggiata delle donne rispetto agli uomini.

Tabella 4 – *La segregazione occupazionale verticale di genere nell'industria manifatturiera italiana*

Regioni	2011					2015				
	A P P R E N D I S T I	O P E R A I	I M P I E G A T I	Q U A D R I	D I R I G E N T I	A P P R E N D I S T I	O P E R A I	I M P I E G A T I	Q U A D R I	D I R I G E N T I
Piemonte	40,6	31,8	77,3	19,9	10,1	37,7	29,7	67,5	21,7	11,1
Valle d'A.	27,9	19,3	62,5	14,9	30,8	33,6	18,4	69,9	15,8	27,4
Lombardia	35,2	29,7	76,1	25,8	11,3	36,1	27,1	76,8	28,8	13,1
Trentino-A.A.	18,0	18,3	69,6	14,1	5,7	18,0	17,5	67,9	13,6	8,0
Veneto	40,2	37,0	88,6	18,1	8,9	35,1	34,1	85,7	20,8	10,4
Friuli-V.G.	43,0	30,6	60,4	14,5	8,0	30,6	27,6	56,9	14,8	6,6
Liguria	38,1	12,4	45,2	16,1	5,9	36,4	18,6	62,7	17,8	7,0
Emilia-Rom.	41,2	34,8	86,9	21,4	9,2	35,1	33,7	84,0	22,5	10,0
Toscana	50,7	42,5	93,4	28,3	13,9	46,9	41,6	98,3	32,8	16,2
Umbria	43,5	32,7	81,2	17,2	8,3	46,2	32,8	84,5	20,6	10,1
Marche	50,0	48,9	91,2	24,6	11,0	43,7	44,7	90,4	20,7	11,4
Lazio	31,7	20,4	64,0	35,2	18,2	31,8	20,5	53,8	32,8	17,1
Abruzzo	27,8	32,9	58,4	16,5	7,9	29,3	32,1	55,5	15,2	7,9
Molise	34,0	38,5	94,8	40,4	5,0	23,4	36,0	83,8	24,2	0,0
Campania	29,5	22,9	62,3	10,4	9,7	35,4	25,1	68,3	12,4	12,4
Puglia	38,1	32,5	75,2	17,5	11,3	32,6	33,8	73,8	20,7	12,3
Basilicata	30,7	24,3	66,7	10,5	17,9	32,5	22,4	62,5	14,4	23,7
Calabria	23,7	24,1	86,7	8,3	15,6	27,3	24,4	87,0	16,4	11,0
Sicilia	28,1	15,7	69,4	7,7	12,4	39,9	18,4	71,9	11,0	15,5
Sardegna	24,1	17,6	81,6	29,1	13,6	19,3	19,8	78,6	24,7	19,9
Italia	38,8	31,6	77,8	23,2	10,7	36,5	30,3	76,4	25,0	11,9

Fonte: ns. elaborazioni su dati Istat (CIS 2011 e ASIA 2015)

Guardando, in primo luogo, al contesto dell'Italia considerata nella sua interezza, si nota subito che le donne si concentrano maggiormente tra i salariati (apprendisti, operai ed impiegati) che ovviamente non hanno alcuna funzione direttiva o dirigenziale, mentre gli uomini le superano di gran lunga nelle categorie con funzioni di quadro e di dirigente. Infatti, osservando i dati è possibile notare che a livello nazionale, tra il 2011 ed il 2015 si è registrata una lieve riduzione

della quota delle donne in tutte le categorie professionali. Sia nel 2011 che nel 2015, una presenza maggiore delle donne si riscontra tra gli impiegati. Infatti, sia nel 2011 che nel 2015 ogni 100 uomini impiegati ci sono circa 78 donne.

Sempre nel periodo oggetto di analisi, se si osservano i rapporti tra le donne e gli uomini che ricoprono posizioni di tipo dirigenziale il numero di donne per 100 uomini cala in maniera drastica. Pur essendo aumentata la presenza del genere femminile nelle sfere più alte della scala gerarchica aziendale, la loro partecipazione è ancora piuttosto modesta ed è sostanzialmente lontana tanto dalla parità quanto da quello che è il rapporto tra i sessi nell'offerta di lavoro (73,5 donne per cento uomini al 2016).

Se, infine, si focalizza l'attenzione ai contesti regionali, nel 2011 è il Molise avere il numero più elevato di impiegati di sesso femminile. In questa regione, infatti, per ogni 100 uomini impiegati ci sono 94 donne. Nel 2015, il Molise perde tale primato che va alla Toscana. In questa regione, il numero di donne impiegate nell'industria manifatturiera è quasi uguale a quello degli uomini (98 donne ogni 100 uomini). Se si osservano le posizioni apicali della struttura aziendale, si nota che è il Molise a registrare il minor numero di donne con mansioni dirigenziali. In questa regione, nel 2011, ogni 100 uomini dirigenti ci sono solo 5 donne che svolgono mansioni dirigenziali, mentre nel 2015 la presenza delle donne è pressoché nulla. In questa regione, infatti, il numero di donne con funzioni dirigenziali si sostanzialmente annullata.

Nel loro complesso, infine, i singoli quadri regionali non fanno altro che dare conferma dell'esistenza di un sostanziale processo di discriminazione verticale di genere.

7. – Considerazioni conclusive

Nel lavoro si è tentato di focalizzare la realtà esistente nella segregazione occupazionale di genere che caratterizza l'industria manifatturiera italiana.

L'analisi effettuata ha evidenziato una situazione significativa: il settore manifatturiero italiano non occupa che una quota minoritaria di donne le quali, per giunta, sono principalmente collocate tra i salariati senza funzioni dirigenziali mentre gli uomini risultano nettamente prevalere nelle categorie con funzioni dirigenziali e di quadro. La preclusione dei livelli apicali all'interno della struttura aziendale rappresenta una problematica ancora irrisolta che dipende essenzialmente dalla presenza di due tipologie di ostacoli: i primi non consentono l'accesso al ricoprire mansioni dirigenziali, i secondi non permettono la mobilità all'interno dell'organizzazione aziendale. Nel settore oggetto di analisi, i fenomeni di segregazione occupazionale di tipo verticale sussistono ancora nonostante la

presenza delle donne, sempre in misura minore rispetto agli uomini, nelle posizioni intermedie.

Una delle interpretazioni ricorrenti è ravvisabile nel nesso che intercorre tra maternità ed occupazione poiché è ancora estremamente difficile coniugare le esigenze della maternità e della carriera lavorativa. Infatti, nonostante la condizione della donna sia progressivamente migliorata, essa continua spesso a dover scegliere quelle professioni in cui è possibile allontanarsi dal posto di lavoro durante la gravidanza per poi rientrarci successivamente al termine delle incombenze connesse alla maternità. Tutto ciò non fa altro che allontanarla dai processi produttivi che si svolgono con continuità per confinarla in funzioni o ruoli non particolarmente elevati.

Come osservato dalla Commissione Europea (European Commission, 2009) tale situazione, che caratterizza essenzialmente i Paesi del Sud Europa ivi compresa l'Italia, è il frutto di politiche di contrasto alla segregazione occupazionale di genere concentrate soprattutto sulla partecipazione delle donne al mercato del lavoro attraverso misure generali di sostegno alla famiglia piuttosto che specifiche misure di desegregazione, che al momento mancano e che occorrerebbe, invece, introdurre.

Riferimenti bibliografici

- ANKER, R. 1997. Theories of occupational segregation by sex: An overview. *International Labour Review*, Vol. 136, No. 3, pp. 315-339.
- ANKER R. 1998. *Gender and Jobs: Sex Segregation of Occupations in the World*. Geneva: ILO Press.
- BLACKBURN, R.M., JARMAN J. 2006. Gendered Occupations. *International Sociology*, Vol. 21, No. 2, pp. 289-315.
- BLAU F.D., KAHN L.M. 1996. Wage Structure and Gender Earnings Differentials: an International Comparison. *Economica* Vol. 63, No. 249, pp. 29-62.
- BUDIG M.J. 2002. Male advantage and the gender composition of jobs: Who rides the glass escalator? *Social Problems*, Vol. 49, pp. 258-277.
- COHEN P.N., HUFFMAN M.L. 2007. Working for the Woman? Female Managers and the Gender Wage Gap. *American Sociological Review*, Vol. 72, No. 5, pp. 681-704.
- DUNCAN O.D., DUNCAN B. 1955. A Methodological Analysis of Segregation Indexes. *American Sociological Review*, Vol. 20, No. 2, pp. 207-217.
- EUROPEAN COMMISSION 2009. *Gender segregation in labour market: root causes, implications and policy responses in EU*.

- FODOR E. 2004. The State Socialist Emancipation Project: Gender Inequality in Workplace Authority in Hungary and Austria. *Journal of Women in Culture & Society*, Vol. 29, No. 3, pp. 783-813.
- HUFFMAN M.L., COHEN P.N. 2004. Occupational Segregation and the Gender Gap in Workplace Authority: National versus Local Labor Markets. *Sociological Forum*, Vol. 19, No. 1, pp. 121-147.
- KARLIN C.A., ENGLAND P., RICHARDSON M. 2002. Why Do 'Women's Job' Have Low Pay for Their Educational Level? *Gender Issues*, Vol. 20, No. 4, pp. 1-22.
- KMEC J. 2005. Setting Occupational Sex Segregation in Motion: Demand-side Explanations of Sex Traditional Employment. *Work and occupations*, Vol. 32, No. 3, pp. 322-354.
- KRAUS V., YONAY Y.P. 2000. The Effect of Occupational Sex Composition on the Gender Gap in Workplace Authority. *Social Science Research*, Vol. 29, No. 4, pp. 583-605.
- MINCER J., POLACHEK S. 1978. Family Investments in Human Capital: earnings of women. *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2, pp. S76-S108.
- RESKIN B. 2000. Getting it Right: Sex and Race Inequality in Work Organization. *Annual Review of Sociology*, Vol. 26, No. 1, pp. 707-709.
- ROOS P. 2008. Together but Unequal: Combating Gender Inequality in the Academy. *Journal of Workplace Rights*, Vol. 13, No. 2, pp. 185-199.
- ROSENFELD R., KALLEBERG A. 1991. Gender Inequality in the Labor Market. *Acta Sociologica*, Vol. 34, No. 3, pp. 207-225.
- SOOLS A.M., VAN ENGEN M.L. BAERVELDT C. 2007. Gendered career-making practices: On 'doing ambition' or how managers discursively position themselves in a multinational corporation. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, Vol. 80, pp. 413-435.
- VÖÖRMANN R. 2009. Gender Segregated Labour Markets in the Baltics What are Prevailing – Similarities or Differences? *Studies of Transition States and Societies*, Vol. 1, No. 1, pp. 66-80.

SUMMARY

Territorial distribution and gender occupational segregation in Italian manufacturing industry

The aim of this paper is to explore the diffusion of the Italian manufacturing industry and its specializations and the level of gender occupational segregation, horizontal and vertical, in Italian manufacturing industry as a whole. In order to quantify the horizontal gender occupational segregation, we use two index: (i) the dissimilarity index (Duncan & Duncan, 1955) and (ii) the size-standardized dissimilarity index (Williams, 1979) whereas in order to study the vertical one we compare the share of woman with respect to that of man with reference to different professional positions. The data used are taken from CIS 2001, CIS 2011 and ASIA 2015. The analysis is conducted both with reference to Italy and at regional level, in order to obtain information about the territorial distribution of the phenomenon.

Maria Carmela MICCOLI, DISA-MIS, Università di Salerno, mmiccoli@unisa.it
Antonella BISCIONE, Dipartimento per le strategie bioeconomiche nell'Unione
Europea e nei Balcani, Università cattolica "Nostra Signora del Buon Consiglio,
Tirana, a.biscione@unizkm.al

IL SISTEMA DI WELFARE STATE ITALIANO TRA TENDENZE E PERCORSI EVOLUTIVI E SOSTENIBILITA' DI LUNGO TERMINE¹

Vincenzo Marinello, Guglielmo L.M. Dinicolò

1. Introduzione

A seguito della crisi economico-finanziaria del 2008 in tutti i paesi industrializzati si è assistito ad un incremento sul versante economico-politico di crescenti tensioni tra i diversi gruppi sociali; alcuni dei fattori scatenanti possono essere ricondotti a: l'elevato tasso di disoccupazione giovanile, l'assenza di crescita economica protratta negli anni, l'aumento dell'età media della popolazione, l'incremento delle disuguaglianze sociali, il basso tasso di natalità ed il cospicuo debito pubblico. In questo difficile contesto anche i sistemi di welfare state hanno risentito pesantemente delle difficoltà connesse con le difficoltà di finanza pubblica.

L'obiettivo primario del lavoro è quello di evidenziare l'evoluzione e le caratteristiche dei sistemi di protezione sociale anche a seguito del divario crescente tra outsider ed insider, guardando in un'ottica comparata alle possibili tendenze e riforme che investiranno la materia nel contesto europeo.

Lo scenario economico attuale è quindi caratterizzato da forti disuguaglianze; dal lato della domanda si rileva un peggioramento nella distribuzione del reddito anche a seguito dell'invecchiamento demografico e delle politiche in materia di consolidamento fiscale. Analizzando l'offerta il parametro che limita di più i paesi sono dovute al rallentamento della produttività.

Gli attuali sistemi di protezione sociale diffusi a livello europeo sono contraddistinti da asimmetrie informative; queste ultime non permettono ai sistemi statali di riuscire a rispondere con tempestività ed efficacia ai bisogni sociali manifestati dalla popolazione.

Assume rilevanza fondamentale per i *policy maker* la sostenibilità finanziaria di lungo periodo dei sistemi di welfare, ed in particolar modo, quelli connessi alla spesa previdenziale; il trend demografico italiano mostra infatti una costante

¹ Vincenzo Marinello ha scritto l'introduzione, il quarto paragrafo e le conclusioni; Guglielmo L.M. Dinicolò ha redatto i paragrafi 2 e 3, sebbene in ogni caso il saggio è il risultato dello sforzo e della collaborazione comune dei due autori.

crescita dell'aspettativa di vita media con, dall'altro, un drastico calo delle nascite. In termini, questa tendenza fa sì che la spesa pubblica investita cresca con un maggior costo a carico della collettività.

Le percezioni di nuovi bisogni, da un lato, e dei rischi, dall'altro, stanno ponendo le basi per la diffusione di nuove regole e nuove forme di garanzie che vadano a compensare le disuguaglianze sociali che si sono manifestate negli ultimi anni.

2. Il sistema di protezione sociale nell'ottica della finanza pubblica alla luce della prospettiva economica – funzionalista e del modello sociale europeo.

Il concetto di welfare state è stato oggetto di numerose definizioni e interpretazioni. Ferrera (1993) definisce il welfare come "*l'insieme delle politiche pubbliche connesse al processo di modernizzazione, tramite le quali lo Stato fornisce ai propri cittadini protezione contro rischi e bisogni prestabiliti, sotto forma di assistenza, assicurazione o sicurezza sociale, introducendo specifici diritti sociali e doveri di contribuzione finanziaria*". Quindi in termini lo Stato deve finanziare i bisogni dei propri cittadini con il fine di assicurare loro protezione sociale; così definito il sistema di protezione sociale causerà un esborso in termini di finanza pubblica con un aggravio della spesa pubblica.

Wagner (1883) cerca di individuare ed esplicitare le cause principali che determinano l'incremento della spesa pubblica di lungo periodo; l'autore arriva a concludere che l'aumento della spesa pubblica è subordinato alla crescita del reddito nazionale. La relazione che lega queste due variabili comporta che un incremento del reddito determina un'espansione più che proporzionale del settore pubblico; all'aumentare del reddito i cittadini richiedono allo Stato maggiori tutele, assistenze e servizi sempre più complessi. Diamond e Tait (1988) affermano che le specificità di ogni paese nella gestione pubblica non permettono di universalizzare ed interpretare la crescita della spesa pubblica in modo univoco; in questo senso sarebbero necessari dei modelli e degli schemi interpretativi differenti.

Henrekson (1992) crea un modello, con riferimento alla Svezia, in cui è inserita come variabile dipendente il rapporto spesa pubblica PIL e come variabile esplicativa il PIL pro capite. L'autore arriva a sostenere come non ci sia alcuna relazione di lungo periodo tra le due variabili analizzate; per tale ragione appare chiaro come sia necessario un ulteriore modello che permetta di evidenziare ulteriori legami funzionali tra le variabili che possono incidere sulla crescita della spesa.

Peacock e Wiseman (1961) studiano l'aumento della spesa pubblica di lungo periodo pervenendo al *c.d. displacement effect*. Gli autori condividono con Wagner

che la spesa pubblica ha un trend crescente in linea con l'aumento del reddito; ciò che differenzia la teoria dell'effetto spiazzamento è che il verificarsi di eventi non previsti come guerre, crisi politiche, calamità naturali, causino un innalzamento della spesa pubblica e di conseguenza della pressione tributaria.

In linea con Jessop (1993) il fattore cardine della sostenibilità dei modelli di protezione sociale è il passaggio dal sistema di welfare keynesiano al workfare shumpeteriano; ovvero si è passati da un modello di protezione e redistribuzione del reddito nell'ottica dell'equilibrio generale ad un modello fondato sull'innovazione, sulla competitività e sulla flessibilità. Questo passaggio testimonia l'individuazione di legami funzionali che maggiormente si adattano con un sistema di tipo post fordista piuttosto che con gli attuali modelli di inclusione sociali sviluppati in Europa a partire dal secondo dopoguerra. La logica di base è l'attenzione rivolta al profitto derivante dal progresso tecnico e dall'innovazione piuttosto che dalla crescita economica. Il workfare shumpeteriano a differenza del welfare state keynesiano tende a favorire un modello liberale che spinge verso la competitività internazionale a scapito dell'efficacia delle politiche sociali e delle disuguaglianze che ne possono derivare. Tutto ciò denota un indebolimento del potere dello Stato dovuto all'internazionalizzazione e alla globalizzazione, delocalizzando il potere decisionale ed attribuendo maggior rilievo agli enti locali (Brenner, 2005). Infatti, il workfare shumpeteriano mette in risalto non solo la competitività tra gli stati ma anche la competizione territoriale interna che è alla base della crisi di identità nazionale di molti paesi.

In Europa continentale il modello di welfare state prevalente è finalizzato al raggiungimento di un equilibrio generale in termini di crescita e di equità delle prestazioni. Gli anni di crisi però hanno messo in luce le profonde disparità presenti non solo nei diversi stati ma anche all'interno degli stessi (Schierup e Alund, 2011; Malmberg, Andersson e Östh, 2013; Heath e Brinbaum, 2014). Per cui le disuguaglianze e la realizzazione di un modello di sviluppo che si fonda su equità e coesione sociale è una problematica esistente anche nei paesi più solidi (Goedemé, 2014).

Paci (2004) identifica tre istituzioni fondamentali nella definizione di un modello di welfare state: la famiglia nucleare, il mercato del lavoro ed il sistema di welfare assicurativo. Seconda questo schema interpretativo, il sistema post-fordista esercitava una pressione negativa verso la libertà individuale; se da un lato il modello liberale ha posto le basi per la crescita economica, lo sviluppo di mercati e consumi e la stabilità economica dall'altro ha limitato la crescita professionale e lo sviluppo della carriera di ampie fasce della popolazione. Il sistema della famiglia nucleare aveva lasciato fuori le donne dal mercato del lavoro, essendo queste ultime dedite alla cura familiare, presupponendo una divisione gerarchica di funzioni basate sul sesso piuttosto che sulle capacità personali e professionali con

conseguente dequalificazione del capitale umano. Il sistema del welfare assicurativo superava i limiti imposti con il fordismo, fungendo da fattore di spinta verso l'apertura del mercato del lavoro con conseguente eliminazione di tutte le barriere e gli ostacoli presenti. Mediante questo modello di welfare, lo Stato definiva le politiche del lavoro e le dinamiche salariali andando a pilotare la domanda aggregata e facilitando il bilanciamento tra domanda e offerta.

Gli ultimi anni del XX secolo hanno mostrato come l'impostazione europea votata alla costruzione di un modello di tipo liberale basato sulla stabilità dei prezzi e quindi sul mercato abbia minato dalle basi il processo di reale integrazione e coesione sociale; l'idea progenitrice di tale visione risiedeva nella considerazione che la diffusione della libera concorrenza avrebbe spinto verso la stabilità di lungo periodo e soprattutto verso la regolamentazione dei prezzi, favorendo un'equa distribuzione del surplus tra i vari stati membri e soprattutto tra i cittadini. In tale ottica la coesione sociale nel lungo periodo assicurava un risultato economico crescente e progressivo (Hemerijck, 2002). Tale modello doveva assumere maggior rilievo non solo in termini di "Europa" con lo scopo di essere adottato dal maggior numero possibile dei Paesi dell'Europa Occidentale, ma anche "europeizzato", ovvero diventare uno dei pilastri costitutivi del modello europeo (Ferrera, 1993). Crouch (1999) afferma che il transito tra un modello europeo e uno europeizzato ha ridotto le distanze fra progetti sociali e aspettative. Dagli studi effettuati negli ultimi anni emerge che i cittadini europei preferiscono maggior uguaglianza rispetto ad avere maggior libertà (Alesina e Glaeser, 2004).

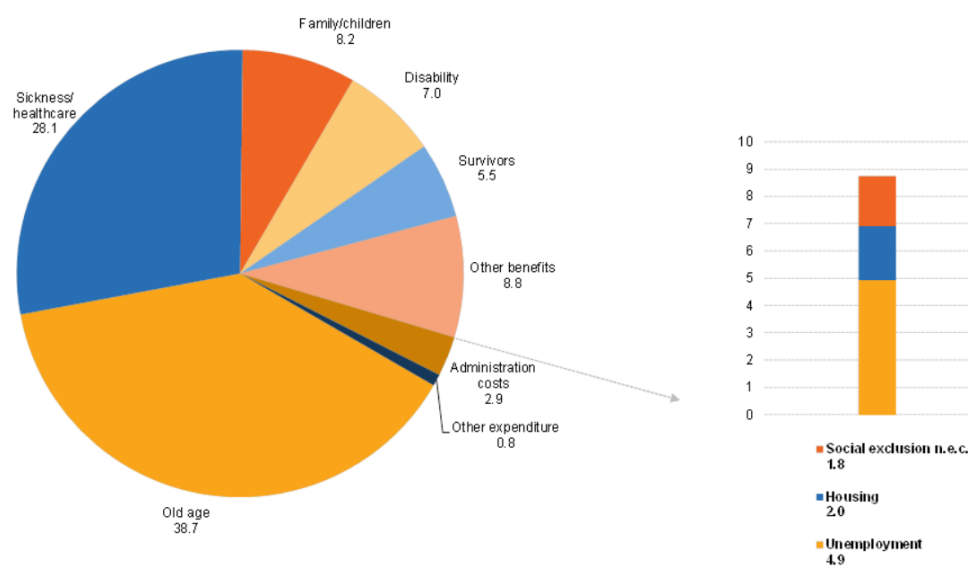
Così definita la coesione sociale assume rilevanza non solo all'interno del processo di creazione e costituzione del fenomeno europeo, ma si configura come prerequisito fondamentale per lo sviluppo e il sostegno di modelli di protezione sociale basati su un background culturale comune nei diversi paesi; alcuni studi pongono in evidenza come l'efficacia dell'adozione di un modello di welfare state sia strettamente correlato alla coesione sociale non soltanto nei Paesi di recente costituzione nazionale (Parreira do Amaral, 2013; Oosterlynck, 2013; Matsaganis and Leventi, 2014; Bigos, 2014). Infatti, questa dimensione va affrontata in un'ottica più ampia anche con riferimento ai paesi che hanno sistemi di protezione più strutturati e che nonostante la tradizionale coesione sociale hanno registrato fenomeni quali: l'impoverimento dei ceti medi, la diversità culturale, la crisi del modello familiare e l'insostenibilità della spesa pubblica sociale (Kazepov, 2010; Ranci, Brandsen, Sabatinelli, 2014).

3. Il sistema di welfare state e di protezione sociale all'interno del contesto europeo.

Gli anni di profonda recessione hanno spinto l'Unione Europea ad adottare politiche di restrizione fiscale che hanno causato un irreversibile processo di riduzione delle voci di spesa connesse agli interventi sociali; tali scelte hanno posto le basi sul dibattito circa le possibilità di sostenibilità dei modelli di sostegno sociale previsti a livello europeo. Le performance carenti registrate da alcuni dei paesi europei rispetto al contesto degli altri economicamente avanzati ha messo in luce la necessità di un profondo cambiamento e ripensamento integrale del sistema sociale, supportando l'idea della nascita di un modello internazionale.

Dall'analisi della Figura 1 è possibile evidenziare l'analisi dell'intero ammontare di spesa per la protezione sociale sostenuta dall'UE nel 2016 nelle singole voci di dettaglio.

Figura 1 – *Struttura della spesa in protezione sociale, EU-28, 2016 (% sul totale della spesa).*



Fonte: OECD.Stata 2018.

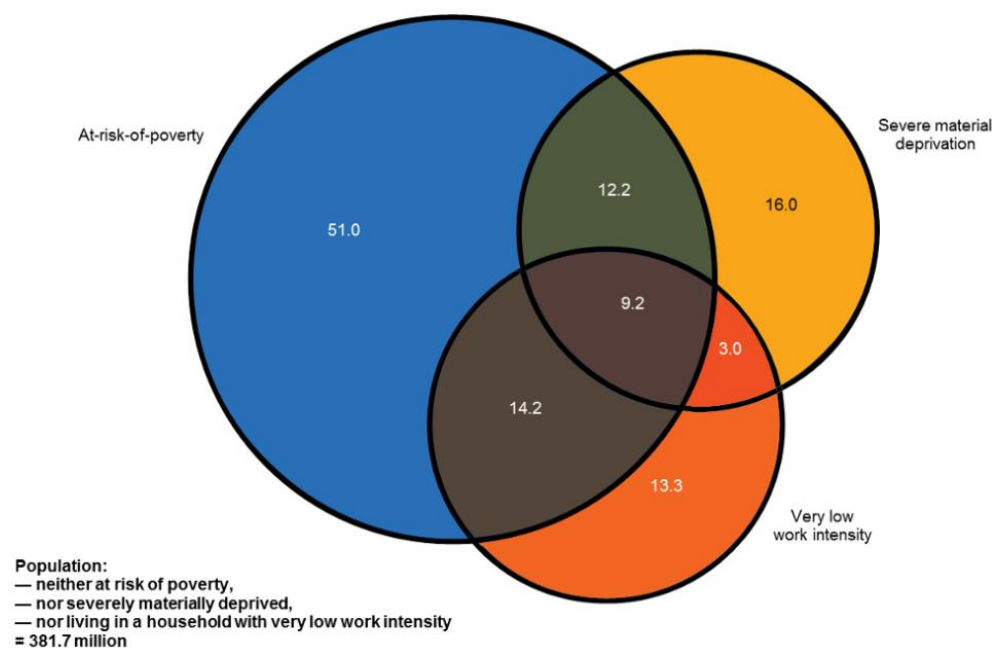
I dati del Grafico 1 mostra come sia impiegato a livello la spesa per protezione sociale e come questa all'interno delle voci di impegno delle pubbliche amministrazioni.

Il costante impegno da parte di tutti i paesi europei nello sviluppo di sistemi di protezione sociale olistici è testimoniato dal fatto che negli ultimi anni si è assistito

alla crescita della spesa pubblica in materia di welfare. Infatti rispetto al 2002 le spese per protezione sociale hanno subito un incremento sia in termini percentuali sulla spesa pubblica (passando dal 38,4% della spesa totale del 2002 al 41,2% della spesa totale nel 2016), sia come percentuale del PIL (dal 17,5% del PIL nel 2002 al 19,1% del PIL nel 2016).

Va sottolineato che vi sono tuttavia, che vi sono delle disomogeneità di fondo. Infatti i dati statistici dell'Italia raffrontati con quelli degli altri paesi mostrano uno sbilanciamento della spesa pensionistica, ma va precisato che l'Ufficio Statistico dell'Unione Europea nella predetta voce include il trattamento di fine rapporto il quale ammonta all'1,4% del PIL, ciò non avviene per le rilevazioni degli altri paesi. A tal proposito è opportuno mettere in risalto che i dati relativi alla spesa sociale vengono confrontati al lordo delle ritenute d'imposta, ma l'ammontare risultante dal bilancio pubblico è al netto. Infatti confrontando la situazione dei vari paesi europei emerge che in Italia le aliquote applicate sui redditi da pensione sono uguali a quelle applicate ai redditi da lavoro, mentre in altri paesi sono inferiori, o addirittura in Germania nulle, il tutto si traducendosi in delle sovrastime dei trasferimenti pensionistici.

Figura 2 - Numero di persone ad alto rischio di povertà o esclusione sociale analizzate per tipo di rischio, EU-28, 2016 (per milioni).



Fonte: EU statistics on income and living conditions (EU-SILC 2018).

Analizzando il contenuto informativo presentato in Figura 2 è possibile evincere come il contesto sociale europeo, stando alle ultime rilevazioni dell'Eurostat effettuate nel 2016, è fortemente caratterizzato da un elevato rischio povertà ed esclusione sociale. Misurare la povertà non significa solo rilevare quante famiglie e/o persone sono al di sotto di tale soglia ma vuol dire pervenire all'individuazione di quanto sia pervasiva e profonda tale disuguaglianza, ossia misurarne l'intensità.

La Commissione Europea ha affermato che si necessita di un ulteriore sforzo e impegno da parte dei vari paesi per poter far fronte con maggiore tempestività ai bisogni dei cittadini; anche alla luce di questi interventi programmatici vanno lette le misure contenute nel *Social Investment Package* (SIP), il quale prevedeva azioni mirate al riordino delle politiche degli Stati membri indirizzando sempre più investimenti verso i sistemi sociali.

4. Il sistema di welfare state e di protezione sociale italiano: peculiarità e fattori di crisi verso un modello alternativo.

La revisione della spesa pubblica italiana è un tema al centro dei dibattiti politici e sociali. Risulta utile confrontare le scelte di politica economica effettuate in Italia per vedere se queste sono conformi al mix di policy attivate da altri paesi che, da una prospettiva economica e geopolitica, hanno dovuto affrontare il problema del mutamento dello scenario internazionale ed adattarsi alle nuove condizioni economiche e sociali. Infatti da tutto ciò si evince che l'Italia ha ridotto notevolmente gli investimenti pubblici, la cui spesa in termini reali eguaglia quella degli anni '90.

I vincoli di politica fiscali cui sono stati sottoposti i paesi europei hanno mostrato un'Italia impreparata a subire gli shock prodotti dalla crisi economica che ha avuto origine a partire dal 2009. Un elemento che ha influito ad aggravare la situazione italiana è di certo l'ammontare del debito pubblico nazionale. Ma va precisato che a partire dagli anni '80 l'Italia ha avviato una politica fiscale restrittiva. La spesa pubblica primaria dell'Italia, Germania, Francia e Spagna tra il 2007 e 2016 ha costituito circa il 57% della spesa pubblica europea a fronte del 55% del PIL; questo ha comportato un profondo squilibrio tra il livello di entrate ed uscite comportando un ulteriore disavanzo delle casse pubbliche con conseguente innalzamento dell'indebitamento dei Paesi considerati.

Sebbene la crisi e le politiche di austerità non hanno intaccato i livelli complessivi di spesa, per gli interventi sul fronte sociale è possibile affermare che il welfare italiano è continuamente sottoposto a delle pressioni. Il "Quarto rapporto sul bilancio del sistema previdenziale italiano" rende noto che il totale delle spese sostenute per pensioni, sanità, politiche attive e passive del lavoro e assistenza

sociale è pari 447.396 miliardi di euro, pari al 54,1% dell'intera spesa pubblica italiana, includendo inoltre gli interessi sul debito.

La spesa sociale rapportata al PIL è del 27,3%, con punte che arrivano fino al 30% se si tiene conto delle spese per inclusione sociale, assistenza alle famiglie e i costi di funzionamento per i vari enti che gestiscono operativamente il sistema di somministrazione del welfare italiano. Tali risultati risultano molto più elevati se vengono confrontati con quelli degli altri paesi. Infatti, in merito alle rilevazioni Eurostat del 2016 il totale della spesa sociale dell'Italia risulta al 29,9%, superando la media europea che corrisponde a circa il 28%. L'Italia viene superata solo da Danimarca, Finlandia e Francia.

Dai dati sopra riportati è evidente che la sostenibilità economica del welfare viene ostacolata dall'innalzamento della speranza della vita della popolazione e dalla riduzione degli individui in età lavorativa. Un ulteriore fattore che incide è il progresso tecnologico, la deindustrializzazione delle economie avanzate e la globalizzazione. La conseguenza principale è la riduzione dei redditi da lavoro proprio perché le imprese devono potenziare la loro competitività nel mercato globale.

Il welfare italiano rientrando tra i modelli *c.d.* "familisti" (Esping-Andersen, 1999), è costituito prevalentemente da relazioni intra-familiari e inter-familiari. In questa tipologia di welfare lo Stato interviene solo quando la famiglia non ha saputo soddisfare i propri bisogni. Le peculiarità principali del welfare italiano sono la distorsione funzionale e la distorsione distributiva. Per ciò che riguarda la prima tipologia di distorsione si fa riferimento alla distribuzione delle risorse monetarie che vanno a finanziare la spesa sociale, dove maggior parte di essa è destinata al comparto pensionistico, finalizzato alla protezione sociale degli anziani, sottraendo risorse alle altre voci che compongono la spesa pubblica. Infatti il ramo dell'assistenza sociale assume una posizione secondaria con carenze di risorse endogene da distribuire alle varie famiglie, al contrasto della disoccupazione e all'emergenza abitativa. La seconda fattispecie di distorsione riguarda, invece, i diversi livelli di protezione di cui godono le diverse categorie occupazionali, secondo una logica competitiva intranazionale tra gli *insider* e gli *outsider*; un esempio in tal senso sono i divari di protezione presenti tra i lavoratori pubblici, soggetti ad un ampio sistema di protezione e i lavoratori autonomi che risultano, invece, protetti solo parzialmente.

Per le ragioni esposte emerge come il sistema assistenziale italiano sia caratterizzato da varie peculiarità che permettono di identificare il nostro paese come un *unicum* a livello europeo; alcuni dei tratti principali sono l'assenza di una politica volta a contrastare in profondità la povertà, la mancanza di una normativa nazionale che definisca degli standard uniformi per tutto il territorio nazionale in

maniera tale da poter eliminare le diseguaglianze sociali, la presenza di servizi sottosviluppati incapaci di soddisfare i bisogni dei cittadini.

Le conseguenze di questo modello di stato sociale sono *in primis* problemi di efficacia, efficienza ed equità. In questo quadro il nostro Paese necessita di un nuovo modello di welfare più moderno che sia capace di far fronte alle nuove esigenze manifestate non solo nel mercato ma soprattutto nel contesto sociale.

Alcuni degli interventi necessari per migliorare e ottimizzare il welfare italiano potrebbero essere: l'incremento di risorse da attribuire al settore dell'assistenza, la definizione dei *c.d.* livelli essenziali delle prestazioni (LEP) che dovrebbero essere rispettati da ogni regione ed infine il potenziamento delle attività di pianificazione e controllo per poter ridurre le divergenze territoriali tra le varie amministrazioni locali italiane.

5. Conclusioni

Nonostante la teorizzazione di un modello di welfare state di carattere internazionale, che potesse accumunare tutte le realtà europee anche attraverso il ricorso alla creazione di unioni di tipo sociale, la letteratura in materia fa emergere come ad oggi non esista un ambiente favorevole alla sua diffusione. Le ragioni che spiegano una tale conclusione possono essere sintetizzate nella necessità di autonomia, economica e sociale, assente da parte delle autorità statali e dall'altro dalla spiccata richiesta di maggiore eguaglianza economica e sociale, basate su politiche sociali e strumenti differenti nei background culturali dei paesi.

La naturale evoluzione nella ricerca di un nuovo equilibrio dei sistemi di welfare dovrebbe essere, almeno nel contesto europeo, il passaggio da un sistema prevalentemente nazionale a forme maggiormente flessibili che abbiano come obiettivo la convergenza verso il raggiungimento di un modello internazionale condiviso.

La riflessione giuridica sui principi ispiratori, sull'impianto di fondo e sulle tecniche di messa in opera e di funzionamento di nuove soluzioni richiede una verifica degli schemi interpretativi generali ed una complessiva riconsiderazione del rapporto tra Stato e società, che sia capace di guardare in modo alternativo rispetto al passato.

In linea con quello che è stato l'obiettivo e la domanda di ricerca, si è voluto enfatizzare come le caratteristiche e le peculiarità del sistema di protezione sociale italiano destano profondi dubbi sulla sua sostenibilità di lungo periodo. Tuttavia si denota come l'attuale sistema di welfare risulta statico, non capace di far fronte alle esigenze di un Paese che si mostra mutato nel tempo sia demograficamente che economicamente e socialmente. Per tale ragione la sostenibilità pare a repentaglio

in un'ottica di lungo periodo a seguito del progressivo aumento dell'età media della popolazione, che a sua volta graverà sulla spesa pubblica in termini di spesa sanitaria e pensionistica, e a seguito della numerosità della popolazione attiva sul totale della popolazione.

In questa visione vanno lette e contestualizzate le attuali politiche macroeconomiche tese a ridurre la spesa pubblica in campo sociale, favorendo la privatizzazione dei servizi pubblici e la liberalizzazione del mercato del lavoro. L'orientamento ad un sistema di protezione che si rivolge quasi esclusivamente al lavoratore piuttosto che al cittadino, la sovrapposizione di misure, strumenti e interventi ed infine il particolarismo regionale rappresentano dei fattori chiave nella produzione di disparità ed inefficienze e che limitano la fruizione di una protezione sociale che possa considerarsi realmente olistica.

La riduzione della spesa pubblica e l'impiego delle risorse con maggior efficienza ed efficacia si configura come una scelta non rinviabile per l'Italia, nonché uno degli obiettivi primari che il paese deve raggiungere. Le scelte di stretta economica, connesse al rigore di bilancio, sono state connesse alla necessità di far fronte a degli interventi di risanamento delle casse statali necessarie per potenziare la ripresa economica. Poiché il welfare è lo strumento che consente di ridurre le disuguaglianze sociali si necessita di un modello interpretativo nuovo per creare e ottimizzare un sistema integrato di interventi che migliorino le differenze presenti a livello paese. In tal senso un ruolo chiave giocheranno le capacità innovative, le competenze tecnologiche e la presenza di *spill-over* tra le diverse realtà statali che concorreranno al processo di creazione del modello.

Riferimenti bibliografici

- ALESINA A., GLAESER E.L., 2004. Fighting poverty in U.S. and Europe: A World of Difference, *Oxford University Press*.
- BIGOS M., QARAN W., FENGER M., KOSTER F., VAN DER VEEN R., 2014. Labour market resilience in Europe, *Erasmus University*.
- BRENNER N., 2005. New State Spaces: Urban Governance and the Rescaling of Statehood, *Oxford University Press*.
- CROUCH C., 1999. Social Change in Western Europe, *Oxford University Press*.
- DIAMOND J., TAIT A., 1988. The growth of government expenditure: a review of quantitative analysis, *International Monetary Fund*, working paper, n. 88/17.
- ESPING-ANDERSEN G., 1999. Social Foundation of Postindustrial Economies, *Oxford University Press*.
- FERRERA M., 2017. *Stato sociale e mercato. Il welfare state europeo sopravvivrà alla globalizzazione?*, Torino: Fondazione Giovanni Agnelli.

- FERRERA M., 1993. *Modelli di solidarietà*, Bologna: Il Mulino.
- GOEDEMÉ T., COLLADO D., MEEUSEN L., 2014. Mountains on the move: recent trends in national and EU-wide income dynamics in old and new EU Member States, *Improve Working Papers*, n.5.
- HEATH A., BRINBAUM Y., 2014. Unequal Attainments. Ethnic educational inequalities in ten Western countries, *Oxford University Press*.
- HEMERIJCK A., 2002. The Self-Transformation of the European Social Model, *Oxford University Press*.
- HENREKSON M., 1993. *An economic analysis of Swedish government expenditure*, Avebury: Aldershot.
- JESSOP B., 1993. Toward a Schumpeterian Welfare State? Preliminary Remarks on Post-Fordist Political Economy.
- KAZEPOV Y., 2010. *Rescaling Social Policies: Towards Multilevel Governance in Europe*, Ashgate, Farnham.
- MALMBERG B., ANDERSSON E., OSTH J., 2013. Segregation and Urban Unrest in Sweden, *Urban Geography*, vol.34, n.7, pp.1031-1046.
- MATSAGANIS M., LEVENTI C., 2014. Distributive effects of the crisis and austerity in seven EU countries, *Improve Working Papers*, n.14.
- OECD, 1999. *Labour Force Statics 1978-1998*, Paris.
- OOSTERLYNCK S., KAZEPOV Y., NOVY A., COOLS P., BARBERIS E., WUKOVITSCH F., SARIUS T., LEUBOLT B., 2013. The butterfly and the elephant: local social innovation, the welfare state and new poverty dynamics, *Improve Working Papers*.
- PACI M., 2004. Le ragioni per un nuovo assetto del welfare in Europa, *Rivista di politiche sociali*, Ediesse, Roma, pp. 333-373.
- PARREIRA DO AMARAL M., WALTHER A., LITAU J., 2013. Governance of Educational Trajectories in Europe. Access, Coping and Relevance of Education for Young People in European Knowledge Societies in Comparative Perspective, *Goethe University*.
- PEACOCK A., WISEMAN J., 1961. The growth of public expenditures in the U.K., *Princeton University Press*.
- RANCI C., BRANDSEN T., SABATINELLI S., 2014. *Social Vulnerability in European Cities. The Role of Local Welfare in Times of Crisis*, Palgrave Macmillan.
- SCHIERUP C.U., ÅLUND A., 2011. The End of Swedish Exceptionalism? Citizenship, neo-liberalism and politics of exclusion, *Race and Class*, vol.53, n.1, pp. 45-64.
- TAYLOR-GOOBY, 2013. *The double crisis of the welfare state and what we can do about it*, Palgrave Macmillan.

UNITED NATIONS POPULATION DIVISION (UNPD), 1999. *World Population Prospects: The 1998*, New York.

WAGNER A., 1883. *Finanzwissenschaft*, Leipzig.

SUMMARY

The Italian welfare system state between evolution routes and long-term sustainability

Over the years, the Italian welfare state system has shown a constant increase in the sphere of satisfied needs, also due to the constant political and economic debate on the subject. The social demands have pushed the various governments to a widening not only of the beneficiaries but also of the services offered, in order to allow the full achievement of social equality and cohesion, as a factor in the modernization of society, the consolidation of democratic institutions and meeting the citizen's needs.

Global economic changes, fomented by the recessionary phenomenon, have pushed numerous governments, especially European ones, to carry out actions to revise the social protection systems as a result of the difficult sustainability in the medium-long term.

The aim of the work is to highlight the evolution and characteristics of social protection systems, also as a result of the growing gap between outsiders and insiders, looking in a comparative perspective on the possible trends and reforms that will invest the matter in the coming years. The paper fits, therefore, in the debate not only economic but above all social of extreme actuality trying to draw attention to the aspects considered primary and not postponed supporting proposals that, based on a balance of experiences and new solutions experimented in other contexts, it deserve to be addressed and discussed during the reform of the Italian welfare state system.

Vincenzo MARINELLO, Università degli Studi di Enna "Kore",
vincenzo.marinello@unikore.it

Guglielmo L.M. DINICOLÒ, Università degli Studi di Enna "Kore",
guglielmo.dinicolo@unikore.it

ITALIAN JOB VACANCY RATE FLASH ESTIMATES: REVISIONS AND CYCLICAL SIGNAL CAPTURING

Diego Chianella, Giuliano Latini, Annalisa Lucarelli,
Emilia Matera, Marina Sorrentino

1. Introduction

The production of quarterly job vacancy statistics is required by the Regulation No 453/2008 of the European Parliament and the Council (and implementing Regulations No 1062/2008 and No 19/2009).

Job vacancies measure the staff search/selection activities carried out by enterprises for recruitment purposes, which are still ongoing on the reference date. These search activities may concern the replacement of an employee in an existing position or the creation of an additional job position. The position to fill can already be available on the reference date, or become available in the near future. A selection/search activity means that the enterprise has undertaken concrete actions to find a suitable candidate to recruit (for example, giving notification to public employment agencies, contacting private employment agencies, posting the job offer in the media or on a public communication board, directly contacting, interviewing or selecting candidates, contacting employees or other acquaintances to ask them for help in finding a suitable candidate; use of internships for the selection of future employees). It is not sufficient for the enterprise to express the intention to undertake these actions in the future.

The job vacancy rate measures for how many jobs these search/selection activities are in progress out of every 100 positions which are either already occupied or for which a recruitment process is taking place. The Italian job vacancy rate covers enterprises in industry and services (Nace Rev. 2 sections B to S) with at least 10 employees. It is available only for the entire national territory and at the level of the Nace Rev. 2 economic activity sections and it measures vacancies which were open on the last day of the quarter.

The job vacancy rate is one of the PEEIs on the labor market and is considered a possible leading indicator on it. In fact, because job vacancies measure employment intentions that have materialized in candidates' searches, they can give "early warnings" on the dynamics of jobs in the near future.

To be useful for this purpose, the data on the vacancy rate are disseminated with high timeliness: by 45 and 70 days after the end of the reference quarter, in the first case as flash estimates, in compliance with the relevant EU Regulations.

In this paper the methodology used in ISTAT for the production of the flash estimates and the difference with the procedure and results for the 70-day estimates are described and analysed.

The flash estimates have proven so far very satisfactory. In fact, the revisions between job vacancy rate estimates for the 45 and 70 day deadlines are often zero, especially at the higher aggregation levels. Furthermore, the flash estimates job vacancy rate generally show good cyclical properties.

2. The procedure for the Italian job vacancies quarterly estimates and difference between flash and final estimation

The job vacancy rate statistics are produced integrating the microdata of two ISTAT surveys and using those of a third one for editing and imputation and calibration (see Baldi *et al.*, 2011, and Bellisai *et al.*, 2013). The three surveys are:

VELA: a quarterly sample survey (of around 26,000 enterprises) that collects data on jobs, vacancies and hours worked on the enterprises with a number of employees between 10 and 500 in sections B to S of Nace Rev. 2;

GI: a monthly census survey (of around 1,500 enterprises) that collects data on jobs, vacancies (only quarterly), hours worked, wages and labour costs on the enterprises with at least 500 employees in sections B to S of Nace Rev. 2;

OROS: an administrative based quarterly survey that collects information on jobs, wages and labours costs on all active enterprises with employees (around 1.4 millions) in sections B to S of Nace Rev. 2.

As indicated above, the OROS microdata are used for editing and imputation (of VELA jobs) and to calculate the calibrations constraints (Deville and Särndal, 1992, and Särndal, 2007) used to produce the aggregate series for jobs and vacancies.

The differences in the production processes for the estimates produced for the 45 and 70 day (in the following, called final estimates) Regulation deadlines are due to the different data availability and the need to contain the flash estimates production process duration.

The OROS microdata for a given quarter become available for the production of job vacancy statistics around 50-53 days after the end of the reference quarter. Therefore, they can be used in the production of the final estimates, but not for the flash ones. This circumstance is at the basis of the main difference between the production processes for flash and final estimates.

To solve this problem, the flash estimates calibration constraints are calculated on the OROS data referring to the same quarter of the previous year (t-4). These data are preferred to the latest ones available (those for the previous quarter, t-1) due to the seasonal effects that characterize jobs dynamics.

Furthermore, at the time of the production of job vacancy flash estimates, GI data for the third month of the reference quarter have not yet been edited or imputed. Hence, jobs at the end of the third month of the quarter are estimated through those at the end of the second month, for each GI enterprise.

Another source of difference between flash and final estimates are the smaller sets of VELA and GI respondents which are available for the first estimation process: in fact, they include about 87% of those available for final estimates.

To maximise the number of VELA and GI responses that can be used in the flash estimation procedures by reducing the time needed for data production, fewer interactive checks than the final estimation ones have been included in them.

3. Differences between flash and final estimates

In this section we compare flash and final estimates, focusing on revisions, and we show some evidence on the indicators cyclical properties.

Table 1 shows the differences between flash and final estimates, over a period of sixteen quarters from the first quarter 2014 to the fourth quarter 2017, for the job vacancies rate and its components, that is the number of vacant posts and the number of occupied posts (number of jobs).

The revisions between job vacancy rate estimates for the 45 and 70 day deadlines for the total of the covered population are zero over all the considered quarters, with the only two exceptions, when an underestimation of 0.1 percentage points is observed. When industry and services are considered separately, revisions are more frequent but their level still does not exceed 0.1 percentage points.

The percentage differences between the number of jobs in the two estimates are well explained by those observed in the populations on which calibration constraints are based. As described in Section 2, in the flash estimation process a population which refers to the same quarter of the previous year is used, while in the final process a calibration population for the same quarter as the processed data is employed. In fact, the percentage differences between the number of jobs estimated in the flash and final processes are highly correlated with the percentage differences between the known totals used for calibration in the same two processes. This correlation reaches around 80% for the entire considered population and for the industry and services sectors considered separately.

However, in the considered period, the larger changes between known totals referring to (t-4) and t do not cause relevant revisions between flash and final job vacancy rate estimates, even if they are associated with notable differences in the two estimates of the rate components.

Table 1 - Job vacancy rate, vacancies, jobs and calibration populations in industry and services, absolute and percentage differences between flash and final estimates Q1 2014 – Q4 2017

year	quarter	Industry and services			
		vacancy rate (absolute)	vacancies (%)	jobs (%)	calibration populations (%)
2014	1	0.0	-1.9	0.8	-1.48
	2	0.0	-6.8	-0.6	-1.89
	3	0.0	1.7	0.3	-2.14
	4	0.0	-10.0	0.4	-3.00
2015	1	0.0	-9.5	-0.6	-2.38
	2	0.0	-5.9	-1.7	-3.29
	3	0.0	-3.2	-0.5	-4.35
	4	0.0	-9.5	-1.1	-5.21
2016	1	0.0	-7.8	-2.5	-8.63
	2	-0.1	-13.1	-0.9	-7.58
	3	0.0	-8.6	-1.6	-7.88
	4	0.0	-10.8	-2.1	-7.87
2017	1	0.0	-1.8	-0.7	-6.20
	2	-0.1	-6.3	-0.8	-6.38
	3	0.0	-3.0	-1.8	-7.65
	4	0.0	-10.0	-1.6	-6.38

Source: ISTAT, VELA, OROS and GI

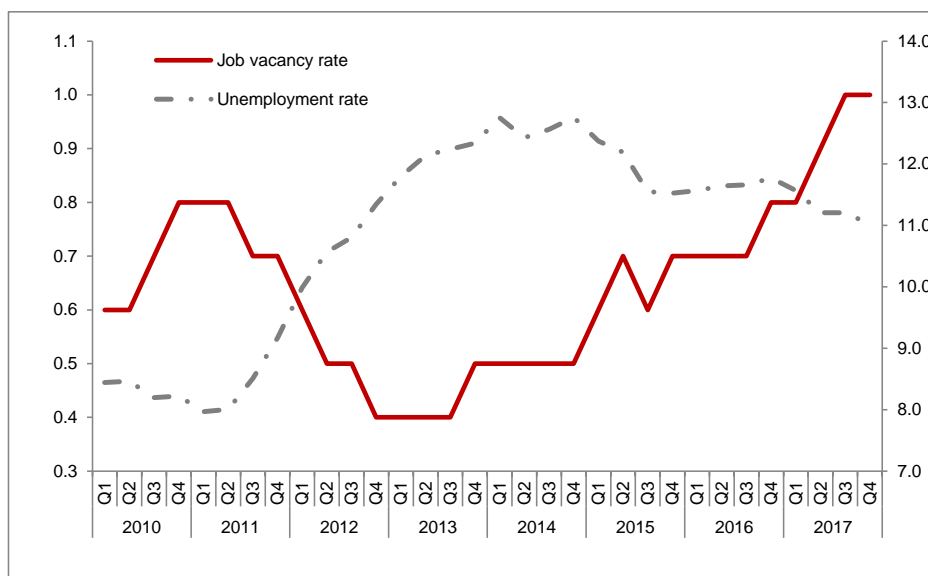
Moreover, the revisions of the job vacancy rate flash estimate depend on the smaller sets of respondents on which the flash estimates are based with respect to the final ones.

The results obtained so far are very satisfactory in terms of both revisions and cyclical properties of the job vacancy rate flash estimates.

As already mentioned, the job vacancy rate provides interesting information on the economic cycle. This indicator, measuring the share of all employee jobs, occupied and vacant, for which a personnel search is in progress, is potentially able to anticipate with good approximation the labour market trends – its increase can

signal an expansion in employment and a reduction in unemployment. In the following, these relations are explored considering seasonally adjusted data and, for the job vacancy rate, the final estimates. In fact, a seasonally adjusted series of flash estimates does not exist, because each quarter flash estimates are added to the series of the latest available estimates for the previous quarters, that is to the final estimates series up until the previous quarter. The relationship between the job vacancy rate and the unemployment rate is evident in Figure 1, although the vacancy rate considers just a portion of all the jobs which could be available for the unemployed (the indicator does not include either enterprises with less than 10 employees, the public and agricultural sectors, or the self-employed).

Figure 1 - Final job vacancy rate (right scale) and unemployment rate (left scale), seasonally adjusted data Q1 2010-Q4 2017



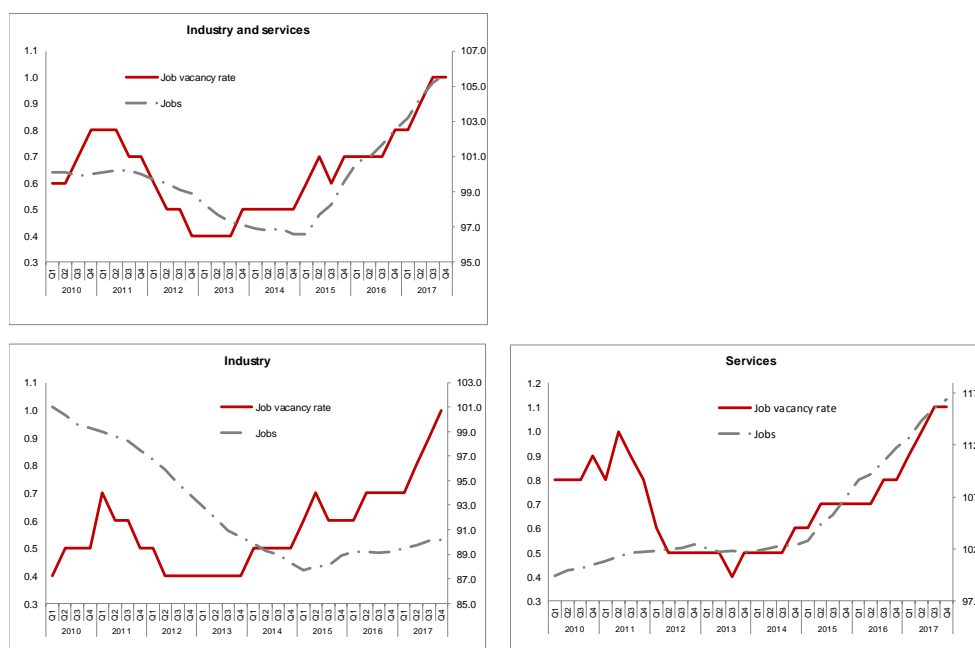
Source: ISTAT VELA and Labour Force Survey

Both indicators signal the beginning of a period of economic contraction from the third quarter 2011. The following phase of expansion is evidenced by the vacancy rate from the fourth quarter 2013. A permanent reduction of the unemployment rate could be observed from the first quarter of 2015 only. The early positive sign of the vacancy rate in comparison to the unemployment rate is a recurrent and expected phenomenon. Indeed searching for personnel by enterprises takes place before hiring personnel, and only the latter contributes to reduce the unemployment rate. However, in this case the length of the time span between the

cyclical inversion of the two indicators is also affected by the high decrease in inactivity and may also be a sign of a weaker matching between the characteristics of workers searched for by enterprises and available among the unemployed. This worsening event usually follows periods of economic crisis, especially when intense and long-lasting. However, the short-term analysis of the economic context and the persisting positive trend in the vacancy rate seem to prefigure a further reduction in unemployment.

Furthermore, a joined reading of the vacancy rate and the number of jobs in all enterprises with employees derived from an administrative based survey (on jobs, wages and salaries and social contributions) is provided below in Figure 2.

Figure 2 - Final job vacancy rate (right scale) and number of jobs (left scale) in industry and services, seasonally adjusted data Q1 2010-Q4 2017



Source: ISTAT, VELA, OROS and GI

These two indicators are strongly positively related and the vacancy rate enables to anticipate the jobs cyclical dynamics with a good approximation. As the figure shows, for the total of industry and services vacancies anticipate the jobs upturn by around five quarters: the vacancy rate increases from the third quarter 2013 while the number of jobs from the first quarter 2015. There is also an anticipation of the

jobs downturn, even if it is shorter than that of the job upturn: in this case, vacancies start to decrease in the second quarter 2011, three quarters before jobs. For the two main sectors separately considered, the upturn anticipation is very clear.

Even if a series of seasonally adjusted flash estimates does not exist, their good cyclical properties can be derived from those of the final estimates described above and the fact that also the differences between seasonally adjusted flash and final estimates for a given quarter are often zero, and in the considered period they exceed 0.1 percentage points only in two cases (see Table 2).

Table 2 - *Seasonally adjusted job vacancy rate, absolute differences between flash and final estimates Q1 2014 – Q4 2017*

Year	Quarter	Industry and services	Industry	Services
2014	1	0.0	0.0	0.0
	2	0.0	-0.1	0.0
	3	0.0	0.0	0.0
	4	0.0	0.0	-0.1
2015	1	0.0	-0.1	0.0
	2	-0.1	-0.1	-0.1
	3	0.0	-0.1	0.0
	4	-0.1	0.0	0.0
2016	1	0.0	0.0	0.0
	2	-0.2	-0.2	-0.1
	3	0.0	-0.1	-0.1
	4	-0.1	0.0	-0.1
2017	1	0.0	0.0	0.0
	2	0.0	-0.1	0.0
	3	0.0	-0.1	0.0
	4	0.0	-0.1	-0.1

Source: ISTAT, VELA, OROS and GI

4. Concluding remarks

The production of quarterly job vacancy statistics, which leads to the dissemination of one of the PEEIs on the labour market, the job vacancy rate, is based on a EU Regulation requiring data transmission to EUROSTAT by 70 and 45 days after the end of the reference quarter.

The Italian flash estimates, that is those produced for the first deadline, are based on a production process that differs from the one used for the final estimation in particular because of the different sets of available data, both on the target variables and for calibration.

These differences, however, do not produce substantial revisions between flash and final job vacancy rate estimates. As a consequence, not only the final estimates, but also the flash ones appear to show a good capability to describe and anticipate labour market dynamics.

5. References

- ANDOLFATTO D. 1996. Business Cycle and Labor-Market Search, *The American Economic Review*, Vol. 86, No. 1, pp. 112-132.
- AUSTRALIAN BUREAU OF STATISTICS 2003. *Do Job Vacancies Provide a Leading Indicator of Employment Growth?*, *Australian Labour Market Statistics*, April, No. 6105.0. Available at: <http://www.abs.gov.au>.
- BALDI C., SORRENTINO M. 2010. I posti vacanti in Italia e in Europa. Le nuove statistiche trimestrali armonizzate: prime analisi delle serie storiche, *Contributi Istat*, No.2.
- BALDI C., BELLISAI D., CECCATO F., PACINI S., SERBASSI L., SORRENTINO M., TUZI D. 2011. *The System of Short Term Business Statistics on Labour in Italy. The Challenges of Data Integration*. Available at: http://www.ine.es/e/essnetdi_ws2011/ppts/Baldi_et_al.pdf.
- BELLISAI D., BINCI S., GIGANTE S., LIBRATORE A., SERBASSI L. & SORRENTINO M. 2013. Verso la modernizzazione della produzione delle statistiche congiunturali sull'input di lavoro: il processo di integrazione tra la rilevazione mensile sulle grandi imprese e quella trimestrale sui posti vacanti e le ore lavorate, *Istat Working Papers*, n. 11
- CLARK K., HYSON R. 2001. New Tools for Labor Market Analysis: JOLTS, *Monthly Labor Review*, December, pp.32-37.
- DEVILLE J.C., SÄRNDAL C.E. 1992. Calibration Estimators in Survey Sampling, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, 376–382.

- FABERMAN R. J. 2005. Studying the Labor Market with the Job Openings and Labor Turnover Survey, U.S. *Bureau of Labor Statistics Working Papers*, December, No. 388. Available at: <https://www.bls.gov/ore/pdf/ec050140.pdf>.
- HAGGAR-GUÉNETTE C. 1989. Jobs ads: A leading Indicator?, *Perspectives on Labour and Income, Statistics Canada*, Vol. 1, No 2. Available at: <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/pub/75-001-x/1989003/2282-eng.pdf?st=cjv3p2Bm>.
- HOLT C.C., DAVID M.H. 1966. The Concept of Job Vacancies in a Dynamic Theory of the Labor Market. In NBER (Ed) *The Measurement and Interpretation of Job Vacancies*, New York: Colombia University Press, pp.73-110. Available at: <https://www.nber.org/chapters/c1599.pdf>.
- ISTAT 2009. Il comportamento ciclico dei posti vacanti, in ISTAT, *Rapporto annuale. La situazione del Paese nel 2008*, Istat, Roma, pp. 48-49.
- MANDRONE E., TANCIONI M., LAJ S. 2010. Vacancies as employment predictor: dynamic properties of the series. In MANDRONE E. (Ed) *Job vacancies in the Italian labour market. The new ISFOL "Help Wanted" Time Series*, Temi e Ricerche, Isfol, No 2, pp. 69-78.
- PISSARIDES C.A. 1985. Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages, *The American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, September, pp. 676-690.
- RUTH F.J., SCHOUTEN J.G., WEKKER R.F. 2006. Statistics Netherlands' Business Cycle Tracer. Methodological aspects; concept, cycle computation and indicator selection, *Discussion Paper*, Statistics Netherlands, February.
- SÄRNDALE C.E. 2007. The calibration approach in survey theory and practice, *Survey Methodology*, Vol. 33, No. 2, pp. 99-119.
- VAN OURS J. E RIDDER G. 1991. Cyclical variation in vacancy durations and vacancy flows: An empirical analysis, *European Economic Review*, Vol. 35, pp. 1143-1155.
- ZARDETTO D. 2015. ReGenesee: an Advanced R System for Calibration, Estimation and Sampling Error Assessment in Complex Sample Surveys, *Journal of Official Statistics*, Vol. 31, No. 2, pp. 177-203.

SUMMARY

Italian job vacancy rate flash estimates: revisions and cyclical signal capturing

The EU regulation on quarterly job vacancy statistics requires data transmission within 70 and 45 days after the end of the reference quarter. The published indicator is the job vacancy rate, that is the ratio between the number of vacant posts and the sum of vacant and occupied posts, which is included among the Euro Principal European Economic Indicators (PEEIs) and is considered a potential leading indicator of the business cycle.

The Italian job vacancy data are based on two direct business surveys and an auxiliary administrative based source (for editing and imputation and calibration). The procedure used to produce the data for the 70 day deadline makes full use of the reference quarter data from all three sources. However, for the 45 day deadline fewer data are available and as a consequence a different procedure needed to be developed and implemented. In particular, administrative based data for previous quarters are used, as well as more limited sets of respondents to the two direct surveys. The results have proven so far very satisfactory.

The revisions between job vacancy rate estimates for the 45 and 70 day deadlines are often zero, especially at the higher aggregation levels. This happens also if the rate numerator and denominator change significantly between the two estimates, due to the different sets of direct survey respondents and the different populations on which the calibration constraints are based. Furthermore, the flash estimates job vacancy rate generally show good cyclical properties. The flash estimates quality, however, can be negatively affected by intense and prolonged downturns and upturns, when the impact of the use of calibration constraints based on previous quarters rather than the reference one can be more relevant. Improvements in the procedure to account for this limit could be studied in the future.

Diego CHIANELLA, ISTAT, chianella@istat.it
Giuliano LATINI, ISTAT, latini@istat.it
Annalisa LUCARELLI, ISTAT, anlucare@istat.it
Emila MATERA, ISTAT, ematera@istat.it
Marina SORRENTINO, ISTAT, mrsorren@istat.it

SOCIETÀ E RIVISTA ADERENTI AL SISTEMA ISDS
ISSN ASSEGNATO: 0035-6832

Direttore Responsabile: Dott. CHIARA GIGLIARANO

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

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

ATTIVITÀ DELLA SOCIETÀ

A) RIUNIONI SCIENTIFICHE

- XXXVII La mobilità dei fattori produttivi nell'area del Mediterraneo (Palermo, 15-17 giugno 2000).
- XXXVIII Qualità dell'informazione statistica e strategie di programmazione a livello locale (Arcavacata di Rende, 10-12 maggio 2001).
- XXXIX L'Europa in trasformazione (Siena, 20-22 maggio 2002).
- XL Implicazioni demografiche, economiche e sociali dello sviluppo sostenibile (Bari, 15-17 maggio 2003).
- XLI Sviluppo economico e sociale e ulteriori ampliamenti dell'Unione Europea (Torino, 20-22 maggio 2004).
- XLII Sistemi urbani e riorganizzazione del territorio (Lucca, 19-21 maggio 2005).
- XLIII Mobilità delle risorse nel bacino del Mediterraneo e globalizzazione (Palermo, 25-27 maggio 2006).
- XLIV Impresa, lavoro e territorio nel quadro dei processi di localizzazione e trasformazione economica (Teramo 24-26 maggio 2007).
- XLV Geopolitica del Mediterraneo (Bari, 29-31 maggio 2008).
- XLVI Povertà ed esclusione sociale (Firenze 28-30 maggio 2009).
- XLVII Un mondo in movimento: approccio multidisciplinare ai fenomeni migratori (Milano 27-29 maggio 2010).
- XLVIII 150 anni di Statistica per lo sviluppo del territorio: 1861-2011. (Roma 26-28 maggio 2011).
- XLIX Mobilità e sviluppo: il ruolo del turismo. (San Benedetto del Tronto, 24-26 maggio 2012).
- L Trasformazioni economiche e sociali agli inizi del terzo millennio: analisi e prospettive (Università Europea di Roma, 29-31 maggio 2013).
- LI Popolazione, sviluppo e ambiente: il caso del Mediterraneo (Università Federico II di Napoli, 29-31 maggio 2014).
- LII Le dinamiche economiche e sociali in tempo di crisi (Università Politecnica delle Marche, 28-30 maggio 2015).
- LIII Mutamento economico e tendenze socio-demografiche tra sfide e opportunità (Università degli Studi Internazionali di Roma, 26-28 maggio 2016).
- LIV Mobilità territoriale, sociale ed economica: modelli e metodi di analisi (Università degli Studi Internazionali di Catania, 25-26 maggio 2017).
- LV Coesione sociale, welfare e sviluppo equo e sostenibile (Università degli Studi dell'Insubria, Varese 24-25 maggio 2018).