

rivista di statistica ufficiale

n.2-3
2012

Temi trattati

An Analysis of the Italian Labour Market based on
Compulsory Communications Data
Francesco Chelli e Chiara Gigliarano

La stima da fonti amministrative di indicatori retributivi
congiunturali al netto della cassa integrazione guadagni
Maria Carla Congia e Silvia Pacini

Professionalità statistica: riconoscere la qualità
Luigi Pieri

Indagine sulle imprese agevolate con i Contratti
di Programma: un esercizio di applicazione
del metodo controfattuale
Maria Rita Pierleoni

La tipologia economica delle aziende agricole nella UE:
uno strumento per confronti tra agricolture diverse
Loredana De Gaetano

rivista di statistica ufficiale



n. 2-3
2012

Temi trattati

- An Analysis of the Italian Labour Market based on
Compulsory Communications Data 5
Francesco Chelli e Chiara Gigliarano
- La stima da fonti amministrative di indicatori retributivi
congiunturali al netto della cassa integrazione guadagni 19
Maria Carla Congia e Silvia Pacini
- Professionalità statistica: riconoscere la qualità 41
Luigi Pieri
- Indagine sulle imprese agevolate con i Contratti
di Programma: un esercizio di applicazione
del metodo controfattuale 49
Maria Rita Pierleoni
- La tipologia economica delle aziende agricole nella UE:
uno strumento per confronti tra agricolture diverse 77
Loredana De Gaetano

Direttore responsabile

Patrizia Cacioli

Comitato scientifico

Giorgio Alleva

Tommaso Di Fonzo

Fabrizio Onida

Emanuele Baldacci

Andrea Mancini

Linda Laura Sabbadini

Francesco Billari

Roberto Monducci

Antonio Schizzerotto

Comitato di redazione

Alessandro Brunetti

Stefania Rossetti

Romina Fraboni

Daniela Rossi

Marco Fortini

Maria Pia Sorvillo

Segreteria tecnica

Maria Silvia Cardacino, Laura Peci, Marinella Pepe, Gilda Sonetti

Per contattare la redazione o per inviare lavori scrivere a:

Segreteria del Comitato di redazione della Rivista di Statistica Ufficiale

All'attenzione di Gilda Sonetti

Istat – Via Cesare Balbo, 16 – 00184 Roma

e-mail: rivista@istat.it

rivista di statistica ufficiale

n. 2-3/2012

Periodico quadrimestrale

ISSN 1828-1982

Registrato presso il Tribunale di Roma

n. 339 del 19 luglio 2007

Istituto nazionale di statistica

Servizio Editoria

Via Cesare Balbo, 16 – Roma

Stampato nel mese di Marzo 2013

presso il Centro stampa dell'Istat

Via Tuscolana 1788 – Roma

Copie 230

An Analysis of the Italian Labour Market based on Compulsory Communications Data ¹

Francesco Chelli, Chiara Gigliarano ²

Abstract

Compulsory Communications system data contain important and so far under-investigated information on employment dynamics in Italy. They record all the activations, transformations, fixed-term extensions and anticipated terminations of employment relationships between any worker and employer since the beginning of 2008. Aim of this note is to exploit this recent database and provide useful up-to-date measures of job dynamics in the Italian labour market. In particular, transition probabilities among different types of contracts are estimated, thus detecting the main determinants of the probability of job activation and job anticipated termination.

Keywords: administrative data, job flows, transition matrix.

¹ This research was funded thanks to the agreement between the General Department for the Innovation Technology of the Italian Ministry of Labour and Social Policies (Director General: Grazia Strano) and the Department of Economics and Social Sciences, Università Politecnica delle Marche. We are indebted to Giuliana Coccia, Marisa Civardi, Luigi Fabbris, the participants to the Workshop "Enhancement and Social Responsibility of Official Statistics", held in Rome on 28-29 April 2011, and an anonymous referee for their valuable suggestions and comments. We are also grateful to Marco Lilla and Stefano Staffolani for the data preparation.

The views expressed in this paper are solely those of the authors and do not necessarily reflect Istat official positions.

² Department of Economics and Social Sciences, Università Politecnica delle Marche, Ancona, Italy. Email: c.gigliarano@univpm.it.

1. Introduction

The ongoing debate about reducing unemployment in Europe has been focusing on the flexibility of labour markets: a central question is whether there is sufficient labour market dynamics; see Berton et al. (2009).

Several studies have been proposed in order to analyze the labour market dynamics in Italy, most of which are based on two well-known datasets: the Work Histories Italian Panel (WHIP) provided by Laboratorio Riccardo Rivelli and the Italian Labour Force Survey provided by Istat.

Aim of this note is to suggest an analysis of the labour market dynamics in Italy based on a novel dataset, that is the Compulsory Communications data provided by the Italian Ministry of Labour and Social Policies. The Compulsory Communications Data ("Comunicazioni Obbligatorie", henceforth CC) contain important information on jobs dynamics in Italy: since the beginning of 2008 they record all activations, transformations and anticipated terminations of employment relationships between any worker and firm³.

The analysis proposed in this paper are, therefore, innovative, as they are based on a novel and so far under-investigated dataset on the Italian labour market. We will focus our attention on the years 2008 to 2010, which correspond to the beginning of the actual economic crisis; therefore, we will also verify whether the novel dataset is able to detect some of the effects of this crisis.

Typically, the Italian labour dynamics is analyzed through transition matrices that refer to workers; see, for example, ISTAT (2010) and Berton et al. (2009). In our analysis, however, we focus on transition probabilities that do not apply to workers but rather to jobs. Here we define a *job* as a continuative (uninterrupted or interrupted for a short period of time) working relationship between the same firm and the same worker. We join different contracts corresponding to same employee and same employer into a unified job. In this way we do not lose information on possible second or third jobs; if a worker has multiple jobs, or changes firm, or leaves a firm and later is newly hired by the same employer, she will be counted more than once in the data.

The note is organized as follows. Section 2 illustrates the data, Section 3 shows first the main determinants affecting the probability of job activation and job anticipated termination and then illustrates estimated transition matrices referring to jobs. Section 4 concludes.

2. The data

Our dataset is a sample of the CC data provided by the General Department for the Innovation Technology of the Italian Ministry of Labour and Social Policies: it refers to all Italian workers born on 15 January, 15 April, 15 July and 15 October of any year. Our database therefore includes about 1 out of 91 of all workers who have been involved in the CC system over the period between January 2008 and June 2010. The workers included in the CC data are all the employees who have been affected by activations, transformations,

³ The CC data do not include information on self-employed. See in particular Strano et al. (2010) and Anastasia et al. (2010).

fixed-term extensions, early anticipated terminations of a working relationship, either public or private.

Data include all the anticipated terminations of permanent contracts (as required by the law); however, they do not include temporary contracts started before January 2008 and ended in the following period at the due date of anticipated termination, because firms had communicated the due date of anticipated termination before January 2008. Therefore, in the available data the labour contracts' anticipated terminations are underestimated.

Starting from this representative sample of more than 330,000 contracts, we have cleaned the data as follows. We have deleted duplicate contracts: about 17,000 interim contracts appear twice and we have removed the contract referring to the interim agency;⁴ also 6,000 contracts are duplicate due to changing firm ownership.

In the data there are also 9,000 cases of transformation, fixed-term extension, early anticipated termination referring to contracts started after January 2008; these contracts should have been included in the data but they were not. This probably means that employers have incorrectly insert the starting date of the contract. We have excluded these contracts from our analysis.

We have classified the types of contract into three main categories: (1) *permanent*, that is the open-ended contract ("contratto a tempo indeterminato"), (2) *fixed-term* ("contratto a tempo determinato") and *apprenticeship* ("contratto di apprendistato") and (3) *parasubordinate* ("contratto di collaborazione coordinata e continuativa"), *internship* ("contratto di stage") and *interim* ("lavoro interinale"). Throughout this note we will use the term *temporary contract* to indicate all the contracts characterized by an expiry date, thus referring to the above categories (2) and (3).

The CC data have as unit of observation the contract ("contratto di lavoro"), defined as a working relationship between an employer and an employee and characterized by a starting date.

However, in the context of analyzing transition matrices, the key concept is the *job* rather than the *contract*; we define a *job* as a continuative (uninterrupted or interrupted for a short period of time) working relationship between a firm and a worker. In our opinion, a working relationship between the same firm and the same worker that ends at time t but resumes at time $t+a$ can be considered as the same job if $a < \tau$, for a given τ . Therefore, more contracts between the same employer and the same employee can constitute the same job if the time between the end of the first contract and the beginning date of the second contract is smaller than a given period of time τ . If $\tau=1$ day the job is characterized by a continuous employment's relationship, while for $\tau > 1$ we allow for time discontinuity in the working relationship between a firm and a worker.

Therefore, by joining different contracts corresponding to same individual and same firm into a unified job, our definition of job differs from the administrative definition of contract. In particular, we have considered as a unique job many temporary labour contracts characterized by one or more fixed-term extensions. This manipulation concerns the cases in which the firm used both the fixed-term extension communication ("Proroga") form and the anticipated termination ("Cessazione") or activation ("Attivazione") forms, if the

⁴ The double registration of the interim contracts is not due to errors, but it rather depends on the registration's rules of the Compulsory Communications data: interim contracts must be registered twice, both by the employee and by the interim agency.

temporal distance between the end of the first contract and the beginning date of the new contract is smaller than a given τ . We define these cases *hidden extensions*.

Also, we have considered as a same job different types of contracts between the same firm and the same worker, if the temporal distance between the two contracts is smaller than a given τ . We name these cases *hidden transformations*.

In this note we set $\tau=30$ days, following most of the literature on labour market that analyzes monthly data;⁵ therefore a job is characterized by an uninterrupted (or interrupted for a period of time shorter than 30 days) working relationship between a firm and a worker. Our final dataset is made up by more than 263,000 jobs.

For more details on the data preparation and cleaning process we refer to Lilla and Staffolani (2011).

Note that our analysis refers to employment's relationships and not to workers: if a worker has multiple jobs, or changes firm, or leaves a firm and later is newly hired by the same firm (after 30 days), the dataset contains more than one observations for the same worker. In the labour market literature it is not a novelty to consider as unit of analysis jobs rather than individuals; for example, Contini and Pacelli (2005) discuss about the difference of considering jobs' flows rather than workers' flows. Also Davis et al. (1996) introduce a concept of job, defined as an employment position filled by a worker, according to which, therefore, a worker may have more than one job, analogously to our case.

3. The analysis

Our first aim is to detect the main determinants that affect activation or anticipated termination of jobs; then we estimate transition probabilities that a job moves among different types of labour contracts.

The population of interest for our analyses is made up by all the jobs referring to the employees who have been involved in activations, transformations, fixed-term extensions, anticipated terminations of the labour contract between April 2008 and June 2010.⁶ In particular, all the contracts with a starting date after April 2008 are included, since the registration of their activation is compulsory. Also all the contracts that have had transformations, fixed-term extensions or anticipated terminations after April 2008 are included. However, temporary contracts which started before 2008 and ended in the following period at the due date of termination are not included in the CC dataset. Therefore, the labour contracts terminations are underestimated.

From the cleaned database we have built a monthly longitudinal dataset, containing information on the presence or absence of every job in each month along with information on some individual and job characteristics.⁷

⁵ For example, one of the most used dataset on the Italian workers' mobility, the Work Histories Italian Panel provided by Laboratorio Riccardo Revelli, considers as unit of time the month.

⁶ In order to avoid problems due to early development of the CC system and to incomplete review of the latest communications we have excluded from our analysis communications registered before April 2008 and after June 2010.

⁷ In particular, for each job we have indicated whether the working relationship is present at the 15th day of each month.

3.1 Jobs activation and anticipated termination

In order to detect the determinants of the probability of job anticipated termination and job activation in a month, we run a logistic regression to estimate the probability that a job is present at time t_0 and not present at time t_1 (job anticipated termination, henceforth *out*), and the probability that a job is not present at time t_0 but is present at time t_1 (job activation, henceforth *in*). The event *in* may be considered as a job creation, while the event *out* may be interpreted as job destruction; see, e.g., Davis et al. (1996).

The main determinants that we consider for the events *in* and *out* are: the type of contract, age, gender, education level of the worker, and geographical area.

The results of the analysis are summarized in Table 1. The probability of job activation (column *in*) is significantly higher if the worker is older, or female, or has a secondary or tertiary education. On the other side, the probability of job anticipated termination (column *out*) is higher for female and for temporary contracts, lower if the worker is older or has a secondary or tertiary education, or if the contract has been stipulated in the North or in the Center of Italy. Therefore, from the analysis it emerges that female tend to find short-term jobs with higher frequency, while male are characterized by long-term employment; these findings are in line with previous analysis on the Italian labour market, such as Trivellato et al. (2005b), which shows that female are characterized by higher employment mobility than male. Also, it seems that workers who are older, or live in North-Center of Italy or are highly educated are more likely to find and keep a job easily.

Starting from these results, we will be able to analyze in the next subsections transition probabilities among specific types of contract for the subgroups identified by the explanatory variables listed in Table 1.

Table 1 - Logit estimates for job inflows and outflows, β coefficients

	in	out
Contract: fixed-term, apprenticeship	-0.201***	1.230***
Contract: parasubordinate, internship, interim	-0.111***	1.381***
North-East	-0.021**	-0.497***
North-West	0.021**	-0.383***
Center	0.003	-0.406***
South	-0.031***	0.024**
Education: secondary	0.027***	-0.170***
Education: tertiary	0.137***	-0.268***
Female	0.041***	0.073***
Age in year 2008	0.002***	-0.006***
N	4,484,400	2,281,652

Source: own elaboration of CC data

Note: We control for year, occupations, sectors. Reference categories are: male, with primary education, with permanent employment, in the Islands.

3.2 Jobs transition matrices

We now refine the analysis by monitoring the specific types of contract that are involved in job activation and job anticipated termination; in particular, we estimate average transition matrices that refer to jobs rather than to workers. The main advantage of these matrices is that we do not lose information on possible second or third jobs of a worker.

We have first built monthly transition matrices for each month between April 2008 and June 2010. Then, in order to neutralize the random components in the monthly matrices we have constructed an average matrix for each year as well as for the whole period of analysis. In this way, information is more stable and better suited for a long period analysis. Results are shown in Tables 2 to 5.

We have estimated the probability that a job modifies its type of contract or maintains the same contract characteristics from time t_0 to time t_1 . The row *Activation* refers to new contracts activated after time t_0 , while the column *Termination* refers to contracts terminated before time t_1 . In particular, the cell corresponding to the column *Termination* and the row *Activation* indicates those contracts lasting less than one month, that has been activated after time t_0 and terminated before time t_1 .

Table 2 - Average monthly transition matrix and limiting vector (%) - year 2008

	Permanent contract	Fixed-term, Apprenticeship	Parasubordinate, Internship, interim	Termination
Permanent contract	97.423	0.012	0.004	2.562
Fixed-term, apprenticeship	1.822	88.249	0.022	9.908
Parasubordinate, internship, interim	0.912	0.738	89.498	8.852
Activation	29.528	49.631	11.699	9.142
Limiting vector	69.833	20.194	5.287	4.686

Source: own elaboration of CC data

Table 3 - Average monthly transition matrix and limiting vector (%) - year 2009

	Permanent contract	Fixed-term, Apprenticeship	Parasubordinate, Internship, interim	Termination
Permanent contract	97.463	0.014	0.004	2.518
Fixed-term, apprenticeship	1.641	87.307	0.026	11.026
Parasubordinate, internship, interim	0.687	0.608	89.438	9.267
Activation	30.975	48.304	11.933	8.788
Limiting vector	71.391	18.417	5.442	4.750

Source: own elaboration of CC data

Table 4 - Average monthly transition matrix and limiting vector (%) - year 2010

	Permanent contract	Fixed-term, Apprenticeship	Parasubordinate, Internship, interim	Termination
Permanent contract	97.478	0.018	0.005	2.499
Fixed-term, apprenticeship	1.909	87.758	0.049	10.284
Parasubordinate, internship, interim	0.604	0.704	89.493	9.200
Activation	28.989	48.108	13.864	9.038
Limiting vector	69.990	18.969	6.332	4.708

Source: own elaboration of CC data

Table 5 - Average monthly transition matrix and limiting vector (%) - years 2008-2010

	Permanent contract	Fixed-term, Apprenticeship	Parasubordinate, Internship, interim	Termination
Permanent contract	97.456	0.015	0.004	2.525
Fixed-term, apprenticeship	1.756	87.699	0.030	10.515
Parasubordinate, internship, interim	0.736	0.671	89.470	9.123
Activation	30.062	48.688	12.292	8.958
Limiting vector	70.599	19.082	5.596	4.723

Source: own elaboration of CC data

The monthly transition matrices calculated for each year (Tables 2 to 4) and over the entire period of the analysis (Table 5) are quite similar, although some interesting differences emerge. From these matrices we observe that persistence rate along the main diagonal appears to be substantial: the probability for a job to remain a permanent contract after one month is more than 97%. Lower are the persistence probabilities in case of fixed-term and apprenticeship contracts (about 88%) and of parasubordinate, internship and interim contracts (about 89%).

The probability that a job move from a permanent contract to another type of contract is almost null; in particular, there exist very few cases in the CC data in which a permanent contract between an employer and an employee has been terminated and a new temporary contract between the two has been activated within 30 days.

Also, looking at the first column of each matrices, we note that the probability for a fixed-term or apprenticeship contract to be transformed into a permanent contract is less than 2% and even smaller is the probability for a job to move from parasubordinate, internship or interim contracts to a permanent contract.

Most of the new contracts' activations in a month are fixed-term and apprenticeship contracts, followed by permanent contracts and at a much smaller percentage by parasubordinate, internship and interim contracts.

The yearly analysis also allows us to verify at which extent the economic crisis's effects can emerge from this new dataset. In particular, over the three years considered, the probability of new activations of fixed-term and apprenticeship contracts slightly reduces over time, from 49.6% to 48.1%. On the contrary, the probability of new activation of parasubordinate, internship and interim contracts increases from 11.7% to 13.9%. Also, the probability of termination of non-permanent contracts slightly increases over the years considered.

Another signal of the economic crisis emerges from the decreasing probability of moving from parasubordinate, internship and interim contracts to permanent contracts from the year 2008 to the year 2010. These findings are in line with the results discussed in Istat (2011).

These data are, therefore, able to show some of the expected trends due to the recent economic crisis, though the phenomenon is here underestimated because of the partial information available in the new dataset.

We also estimate the limiting vector, representing the equilibrium point of a transition matrix. We let the process run for an indefinite time span, and we end up in an equilibrium state called the stationary distribution.⁸ It is made up by the probabilities of belonging to the states of the system in the long run; see Kemeny and Snell (1960). Table 5 (which is based on the average of the three years 2008-2010) shows that in the long run about 70% of the jobs have permanent contracts, about 19% have fixed-term and apprenticeship contracts and almost 6% have parasubordinate, internship and interim contracts.

⁸ Consider the Markov chain $\{X_n\}_{n \geq 1}$ underlying a transition matrix and denote the n -step transition probability with $P_n(i, j) = P(X_{m+n} = j | X_m = i)$.

The limiting distribution of the Markov chain is defined as the quantity π such that $\lim_{n \rightarrow \infty} P_n(i, j) = \pi$.

3.3 Job transition matrices: a subgroup analysis

We now move to transition matrices and limiting vectors for subgroups of jobs, partitioned according to some characteristics of the worker and the job. This analysis refers to the entire period of time between April 2008 and June 2010.

We first partition the 263,000 jobs according to the gender of the worker. Table 6 shows that jobs are characterized by similar persistence rates both for female and male workers for any type of contract. Transition probability from fixed-term or apprenticeship to permanent contract is instead slightly lower if the worker is a female, in line with the results presented in Berton et al. (2005) and in Istat (2010). In the long run the proportion of jobs with permanent contract seems slightly higher if the worker is female rather than male.

Table 6 - Average monthly transition matrix and limiting vector (%) - years 2008-2010: by gender

	Permanent contract	Fixed-term, Apprenticeship	Parasubordinate, Internship, interim	Termination
MALE				
Permanent contract	97.171	0.018	0.006	2.805
Fixed-term, apprenticeship	2.002	87.484	0.028	10.486
Parasubordinate, internship, interim	0.732	0.689	89.731	8.848
Activation	32.144	47.717	11.267	8.872
Limiting vector	70.563	19.071	5.469	4.897
FEMALE				
Permanent contract	97.806	0.011	0.002	2.181
Fixed-term, apprenticeship	1.502	87.922	0.031	10.545
Parasubordinate, internship, interim	0.739	0.653	89.209	9.399
Activation	27.752	49.765	13.429	9.054
Limiting vector	71.171	18.749	5.618	4.461

Source: own elaboration of CC data

In Table 7 we decompose the analysis according to the geographical area. In the northern regions of Italy CC data register slightly higher persistence rates in permanent contracts, significantly higher probabilities for a job to stay in fixed-term or apprenticeship contracts, and much higher probability of transition from fixed-term or apprenticeship to permanent contracts than in other areas of the country. These results are in line with the analysis provided by Istat (2010).

In the long run, we observe similar incidence rates for parasubordinate, internship and interim contracts across the different parts of Italy, but higher proportion of permanent contracts and lower proportion of fixed-term or apprenticeship contracts in the North of Italy than in the South and Islands.

We now move to analyze differences based on the age of the worker; we should first remark that 67% of all the working relationships in the CC data involve 35 years old or younger workers, while 25% of the CC contracts concern workers between 36 and 50 years old and only 7% of the contracts are for 51 years old or older workers. Table 8 shows that the proportion of new activation of parasubordinate jobs is much higher for the younger workers than for the older, confirming the recent trend in the Italian labour market.

Table 7 - Average monthly transition matrix and limiting vector (%) - years 2008-2010: by geographical area

	Permanent contract	Fixed-term, Apprenticeship	Parasubordinate, Internship, interim	Termination
NORTH-EAST				
Permanent contract	97.726	0.011	0.004	2.259
Fixed-term, apprenticeship	2.533	89.696	0.026	7.745
Parasubordinate et al.	0.723	0.711	89.474	9.092
Activation	36.004	38.200	16.825	8.971
Limiting vector	76.156	14.184	5.967	3.693
NORTH-WEST				
Permanent contract	97.770	0.018	0.005	2.207
Fixed-term, apprenticeship	1.981	88.120	0.029	9.869
Parasubordinate et al.	0.694	0.940	88.466	9.900
Activation	26.299	53.216	11.768	8.717
Limiting vector	70.963	20.099	4.555	4.382
CENTER				
Permanent contract	97.548	0.014	0.005	2.433
Fixed-term, apprenticeship	1.825	89.259	0.040	8.876
Parasubordinate et al.	0.639	0.667	90.267	8.427
Activation	30.824	44.990	13.565	10.621
Limiting vector	70.612	18.800	6.213	4.375
SOUTH				
Permanent contract	96.761	0.016	0.003	3.220
Fixed-term, apprenticeship	0.929	84.425	0.028	14.618
Parasubordinate et al.	0.870	0.408	89.713	9.009
Activation	27.442	55.965	8.595	7.998
Limiting vector	64.025	23.828	5.574	6.572
ISLANDS				
Permanent contract	96.799	0.018	0.003	3.180
Fixed-term, apprenticeship	1.002	85.569	0.024	13.405
Parasubordinate et al.	0.914	0.378	89.051	9.657
Activation	28.904	53.563	9.120	8.412
Limiting vector	65.132	23.369	5.263	6.236

Source: own elaboration of CC data

Table 8 shows also that transition probabilities from temporary to permanent contracts slightly decrease as the age of the worker increases; a similar trend appears for transition probabilities from a parasubordinate, internship or interim contract to a fixed-term or apprenticeship contract. On the contrary, for the elderly the persistence rate in a non-permanent job is higher than for the younger; this could be also due to second jobs or consultancy contracts. Our findings are in line with the literature; for example, Trivellato et al. (2005a, 2005b) show that the older workers are characterized by more stable jobs, while the younger tend to experience higher job mobility. Also Berton et al. (2005) show that the probability of moving from parasubordinate jobs to fixed-term or permanent jobs is higher for the younger and decreases with the age. Our results should, however, be interpreted with caution because of the peculiar nature of the CC dataset, which includes only contracts that have been activated or modified after April 2008 and excludes most of the contracts referring to the older workers.

Also, we note from Table 8 that the probability that a permanent or fixed-term job terminates after a month is significantly higher for older than for younger workers; this could be due to early retirement.

Table 8 - Average monthly transition matrix and limiting vector (%) - years 2008-2010: by worker's age

	Permanent contract	Fixed-term, Apprenticeship	Parasubordinate, Internship, interim	Termination
35 YEARS OLD AND YOUNGER				
Permanent contract	97.435	0.020	0.003	2.542
Fixed-term, apprenticeship	1.853	88.576	0.030	9.541
Parasubordinate, internship, interim	0.868	0.933	87.958	10.241
Activation	26.703	48.867	14.844	9.585
Limiting vector	67.817	21.308	6.036	4.839
36-50 YEARS OLD				
Permanent contract	97.751	0.011	0.002	2.236
Fixed-term, apprenticeship	1.777	86.834	0.028	11.360
Parasubordinate, internship, interim	0.666	0.457	90.436	8.441
Activation	35.266	48.002	8.598	8.133
Limiting vector	77.093	15.086	3.735	4.085
51 YEARS OLD AND OLDER				
Permanent contract	96.895	0.011	0.011	3.083
Fixed-term, apprenticeship	1.193	85.267	0.035	13.505
Parasubordinate, internship, interim	0.411	0.134	92.946	6.509
Activation	31.406	49.576	10.656	8.363
Limiting vector	66.199	19.301	8.803	5.697

Source: own elaboration of CC data

Table 9 - Average monthly transition matrix and limiting vector (%) - years 2008-2010: by worker's education

	Permanent contract	Fixed-term, Apprenticeship	Parasubordinate, Internship, interim	Termination
PRIMARY EDUCATION				
Permanent contract	96.739	0.018	0.005	3.238
Fixed-term, apprenticeship	1.893	86.116	0.021	11.970
Parasubordinate, internship, interim	0.823	0.675	88.517	9.984
Activation	26.998	56.089	8.500	8.413
Limiting vector	64.985	24.514	4.508	5.993
SECONDARY EDUCATION				
Permanent contract	97.527	0.014	0.006	2.453
Fixed-term, apprenticeship	1.753	89.695	0.041	8.511
Parasubordinate, internship, interim	0.748	0.763	89.413	9.075
Activation	23.638	46.692	18.140	11.530
Limiting vector	64.372	22.472	8.353	4.803
TERTIARY EDUCATION				
Permanent contract	98.154	0.008	0.007	1.832
Fixed-term, apprenticeship	1.268	91.743	0.033	6.956
Parasubordinate, internship, interim	0.697	0.538	91.042	7.723
Activation	20.912	42.825	27.979	8.283
Limiting vector	62.925	20.966	12.232	3.877

Source: own elaboration of CC data

Finally, if we split jobs according to the education level of the worker, we observe that the persistence rate in all the three types of contract significantly increases with the education level. On the contrary, transition probabilities as well termination rates decrease as the education level attained improves. Therefore, the probability of maintaining the same job is higher for the more educated workers. Also, the probability that a job terminates after one month (column *Termination*) deeply decreases as the attained education level increases. Our findings are in line with the analysis in Trivellato et al. (2005), who underline that this trend may partly depend on age's and professional sector's effects.

Table 9 shows also that if we could protract in the long run the Italian employee labour market registered in the CC for the years 2008 to 2010, the probability of activating a parasubordinate, interim or internship contract would be much higher if the worker had a tertiary education level. For workers with compulsory education level the most common type of contracts are permanent, fixed-term or apprenticeship.

4. Concluding remarks

In this note we have focused on jobs rather than on workers. This is an important potentiality of the CC data that, in our opinion, should be stressed and exploited.

We have first estimated the probabilities of a job activation and of a job anticipated termination, and detected the significant determinants that may affect these events. It has emerged that age, gender, educational level and geographical area of the worker significantly influence these probabilities.

We have then refined the analysis by monitoring the specific types of contract that are involved in activation and anticipated termination; in particular, we have proposed transition matrices related to jobs rather than workers. We have also compared transition probabilities for different groups of jobs, defined according to some socio-demographic characteristics of the worker. It has emerged that the novel dataset (although it contains only partial information on the Italian job market) is able to detect important effects of the current economic crisis on the Italian job dynamics.

References

- Anastasia, B., M. Disarò, G. Emireni., M. Gambuzza and M. Rasera. 2010. Guida all'uso delle Comunicazioni Obbligatorie nel monitoraggio del mercato del lavoro. *I Tartufi*, n. 36, Veneto Lavoro.
- Berton, F., L. Pacelli and G. Segre. 2005. Tra lavoro parasubordinato e lavoro dipendente: evoluzione della carriera nel breve periodo, in B. Contini B. and U. Trivellato (eds.) *Eppur si muove: dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano*, Il Mulino, Bologna, 459-484.
- Berton, F., F. Devicienti and L. Pacelli. 2009. Are temporary jobs a port of entry into permanent employment? Evidence from matched employer-employee data. *Working paper*, n. 6, Department of Economics and Public Finance "G. Prato", Università degli Studi di Torino.
- Berton, B., M. Richiardi and S. Sacchi, 2009. *Flex-insecurity. Perché in Italia la flessibilità diventa precarietà*. Il Mulino, Bologna.
- Contini, B. and L. Pacelli. 2005. Mobilità dei lavoratori e dei posti di lavoro: problemi di misura e questioni aperte, in B. Contini B. and U. Trivellato (eds.) *Eppur si muove: dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano*, Il Mulino, Bologna, 115-142.
- Davis, S. J., J. C. Haltiwanger and S. Schuh. 1996. *Job creation and destruction*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts, London.
- Kemeny, J. G., and L. J. Snell. 1960. *Finite Markov Chains*, Springer-Verlag, New York.
- Lilla, M. and S. Staffolani. 2011. Young Entrants, Temporary Jobs and Career Opportunities. Short-term perspectives of young Italian workers. *mimeo*.
- ISTAT. 2010. La mobilità nel mercato del lavoro: principali risultati del periodo 2004 - 2008. *ISTAT Approfondimenti*, 1 February 2010.
- ISTAT. 2011. *Rapporto annuale. La situazione del Paese nel 2010*. Istat.
- Strano, G., T. Lang, B. Rossi and V. Sorci. 2010. Il sistema delle comunicazioni obbligatorie: uno strumento per l'analisi del mercato del lavoro. *Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali*.
- Trivellato U., A. Paggiaro, R. Leombruni and S. Rosati. 2005a. La dinamica recente della mobilità dei lavoratori, in B. Contini B. and U. Trivellato (eds.) *Eppur si muove: dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano*, Il Mulino, Bologna, 271-323.
- Trivellato U., F. Bassi, A. Rinaldo Discenza and A. Giraldo. 2005b. Transizioni e mobilità nel mercato del lavoro italiano, 1979-2003, in B. Contini B. and U. Trivellato (eds.) *Eppur si muove: dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano*, Il Mulino, Bologna, 143-204.

La stima da fonti amministrative di indicatori retributivi congiunturali al netto della cassa integrazione guadagni¹

Maria Carla Congia,² Silvia Pacini³

Sommario

L'elevato ricorso alla cassa integrazione guadagni (c.i.g.) durante la recente crisi economica ha avuto un impatto rilevante sulla produzione di alcuni indicatori statistici congiunturali basati su fonti amministrative, come quelli su retribuzioni e costo del lavoro pro capite della rilevazione Oros dell'Istat. Al fine di garantirne la qualità, è stato necessario introdurre delle modifiche nella metodologia di stima, definendo l'occupazione al netto dei dipendenti in c.i.g.. Per le imprese di grandi dimensioni l'input di lavoro al netto della c.i.g. è stato stimato con i dati d'indagine, mentre per le piccole e medie imprese si sono dovuti affrontare alcuni problemi emersi nei dati amministrativi alla base delle stime. La mancanza di informazioni dirette sulla quantità di lavoro persa per c.i.g. ha reso necessario il recupero e l'integrazione di ulteriori informazioni amministrative.

Parole chiave: cassa integrazione guadagni, dati amministrativi, input di lavoro, indicatori retributivi congiunturali.

Abstract

The latest recession has affected public statistics in a number of ways, requiring a greater attention in maintaining their statistical quality in particular when they are based on administrative data. In Italy, the number of short-time work employees has suddenly grown, with a relevant impact on some short-term statistics, like the per capita gross wages and labour cost quarterly indicators produced by Istat Oros survey. For small and medium enterprises, with estimates entirely based on administrative sources, a methodology to define labour input net of short-time work employment had to be developed. The estimates on large firms' labour input, instead, are drawn from Istat monthly survey data integrated in the Oros process.

Keywords: short-time work, administrative data, labour input, short-term statistics.

¹ Questo lavoro è stato presentato in versione preliminare al Workshop "Enhancement and Social Responsibility of Official Statistics" del Gruppo Valorizzazione delle Statistiche Pubbliche della Società Italiana di Statistica (Roma, 28-29 aprile 2011). Si ringrazia l'Inps per la puntuale fornitura dei dati. Gli autori sono inoltre grati a Gian Paolo Oneto, Fabio Rapiti, Ciro Baldi, Marina Sorrentino e Donatella Tuzi per gli utili suggerimenti. L'articolo pubblicato impegna esclusivamente gli autori, le opinioni espresse non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat.

² Istat, Direzione Centrale Statistiche Congiunturali, e-mail: congia@istat.it.

³ Istat, Direzione Centrale Statistiche Congiunturali, e-mail: pacini@istat.it.

1. Introduzione

In una fase di crisi economica, come quella iniziata nel 2008, in cui le imprese italiane hanno fatto ricorso in misura eccezionale alla cassa integrazione guadagni (c.i.g.), è stato inevitabile tenere conto dell'impatto di tale ammortizzatore sociale sugli indicatori statistici prodotti per analizzare l'andamento congiunturale del mercato del lavoro (Hijzen e Venn, 2011).

In particolare, in questo lavoro si analizza l'impatto degli effetti delle forti variazioni nell'utilizzo della c.i.g., a partire dall'ultimo trimestre del 2008, sugli indicatori trimestrali relativi a retribuzioni di fatto e costo del lavoro per unità di lavoro equivalente a tempo pieno (Ula) prodotti dalla rilevazione Oros (Occupazione, Retribuzioni, Oneri Sociali) dell'Istat prevalentemente sulla base delle dichiarazioni contributive (modello DM10) dell'Istituto Nazionale della Previdenza Sociale (Inps) relative a tutte le imprese con almeno un lavoratore dipendente.

L'utilizzo delle fonti amministrative ha consentito di colmare un gap informativo sul mercato del lavoro relativamente alle imprese di piccole e medie dimensioni (con meno di 500 dipendenti), ma il loro sfruttamento implica anche, inevitabilmente, dei costi in termini di adeguatezza delle informazioni rispetto alle definizioni statistiche e di flessibilità del contenuto informativo della fonte stessa di fronte a cambiamenti nei fenomeni che si ha interesse a misurare (Wallgren e Wallgren, 2007). Inoltre, l'utilizzo dei dati amministrativi per la misurazione di fenomeni congiunturali richiede una particolare attenzione perché nell'analisi a breve termine è indispensabile non confondere i cambiamenti economici con gli effetti legati a regole amministrative. Tali criticità sono riconosciute, anche con riferimento specifico ai dati della cassa integrazione guadagni, dalla letteratura più consolidata sull'analisi della congiuntura (Cipolletta, 1992). Sebbene dal punto di vista teorico, quindi, si abbia una chiara consapevolezza di tali problematiche, sono pressoché inesistenti studi empirici o metodologici sulla produzione statistica di indicatori congiunturali sul mercato del lavoro che tengano conto del fenomeno della c.i.g. misurato da fonti amministrative. L'unica eccezione, nel panorama italiano, è rappresentata dalla documentazione metodologica pubblicata sulla produzione delle stime trimestrali dei conti nazionali (Baldassarini et al., 2006) che accenna ad alcuni problemi che pongono i dati amministrativi sulla c.i.g. ai fini delle stime degli aggregati sull'input di lavoro prodotti nell'ambito della contabilità nazionale.

Il presente lavoro affronta quindi, per la prima volta, il problema della misurazione di un fenomeno complesso come la c.i.g. nell'ambito di una indagine statistica congiunturale, lato impresa, basata prevalentemente su dati amministrativi. In particolare, nel paragrafo 2.1 viene descritto l'utilizzo dell'integrazione salariale in Italia e l'impatto sugli indicatori retributivi della rilevazione Oros, prodotti fino al 2008 al lordo della c.i.g.. Gli effetti di tale ammortizzatore sociale sulle variabili economiche di interesse e il modo in cui vengono registrati dai dati amministrativi ha reso indispensabile il passaggio alla stima di indicatori retributivi al netto della c.i.g. che, tuttavia, non risulta di semplice realizzazione a causa delle caratteristiche della fonte amministrativa utilizzata (par. 2.2). In particolare nelle piccole e medie imprese, esclusivamente stimate con i dati del DM10, sono stati necessari alcuni interventi metodologici per depurare la stima delle Ula dai cassintegrati. Per le imprese con 500 dipendenti e oltre, invece, l'integrazione con i dati dell'indagine mensile dell'Istat su occupazione, orari di lavoro e retribuzioni nelle grandi imprese (di seguito indagine GI) consente di calcolare correttamente gli indicatori al netto della c.i.g..

Un'approfondita analisi delle fonti disponibili sulle ore di cassa integrazione è stata effettuata al fine di utilizzare tali dati per il calcolo dei lavoratori in cassa integrazione in termini di Ula a zero ore lavorate (paragrafo 3.1). Alcuni limiti riscontrati per un utilizzo congiunturale di tali dati hanno reso necessario lo sviluppo di una metodologia per la stima corretta dell'input di lavoro che, oltre alle ore di c.i.g., sfrutta le informazioni sulle giornate/ore retribuite presenti nel modello DM10 (par. 3.2). Pertanto, la nuova metodologia di stima degli indicatori Oros al netto della cassa integrazione, descritta nel paragrafo 4, si basa sull'integrazione di diverse informazioni derivanti sia dalla fonte DM10 sia da altre fonti Inps, oltre che da rilevazioni dirette.

2. L'impatto della cassa integrazione sulla stima di indicatori retributivi congiunturali

2.1 Il ricorso alla cassa integrazione nella recente fase di crisi economica

Durante la recente crisi economica il ricorso alla cassa integrazione guadagni⁴ da parte delle imprese italiane è stato eccezionalmente elevato. Secondo i dati pubblicati dall'Inps, nel periodo che va dal primo trimestre del 1996⁵ fino al terzo trimestre del 2008 il numero di ore autorizzate di cassa integrazione nel complesso (ordinaria, straordinaria e in deroga) si mantiene su livelli relativamente contenuti e stabili nel tempo, compresi tra un minimo di 30 e un massimo di 70 milioni di ore complessive nel trimestre per il totale economia (Fig. 1). In tale fase il ricorso a questo ammortizzatore sociale è legato in parte a sospensioni temporanee delle attività produttive, come nel settore delle costruzioni in cui è espressamente previsto l'utilizzo in caso di inattività dovuta alle condizioni meteorologiche, e in parte a ristrutturazioni e riorganizzazioni aziendali in settori particolarmente esposti alla concorrenza internazionale.

A partire dalla fine del 2008, invece, il numero delle ore di c.i.g. autorizzate subisce un improvviso e consistente incremento rispetto al periodo pre-crisi, raggiungendo livelli notevolmente più elevati fino al picco di 336 milioni di ore nel secondo trimestre del 2010.

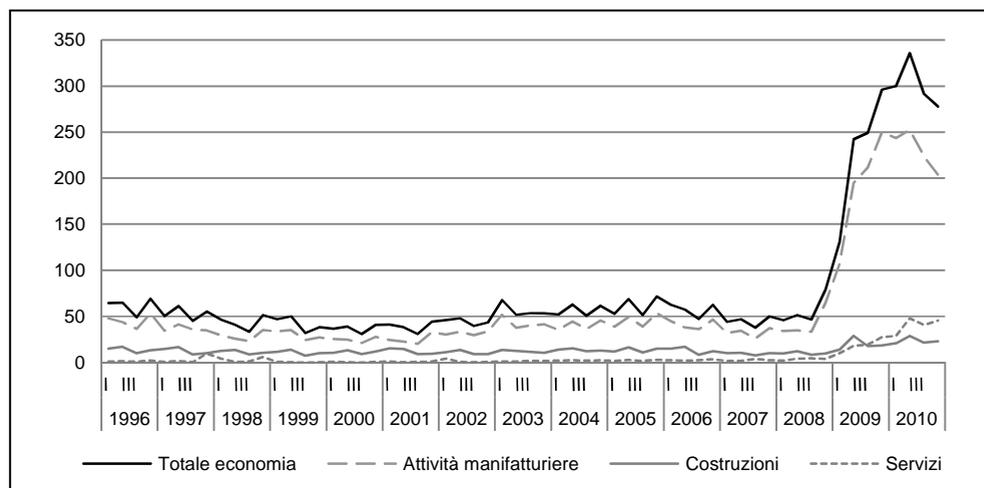
Dall'analisi per attività economica, in tutto il periodo esaminato, emerge una notevole concentrazione del ricorso all'integrazione salariale nel settore delle attività manifatturiere il cui peso resta predominante, passando dal 70 per cento nella fase pre-crisi all'80 per cento nel periodo in cui le richieste sono più strettamente legate alla contrazione della produzione.

⁴ La cassa integrazione, istituita dal D. Lgs. 788/1945, è una prestazione economica erogata dall'Inps con la funzione di sostituire o integrare la retribuzione dei lavoratori sospesi o che lavorano ad orario ridotto in concomitanza di eventi espressamente previsti dalla legge. L'intervento ordinario (L.164/1945 e L.223/1992) opera in presenza di sospensioni o riduzioni temporanee e contingenti dell'attività d'impresa che conseguono a situazioni aziendali, determinate da eventi transitori non imputabili all'imprenditore o ai lavoratori, ovvero da crisi temporanee di mercato. L'intervento straordinario (L.464/1972) opera a favore di imprese industriali e commerciali in caso di ristrutturazione, riorganizzazione e conversione aziendale, ovvero nei casi di crisi aziendale e di procedure concorsuali. L'intervento in deroga è destinato ai lavoratori di imprese escluse dalla c.i.g. straordinaria, quindi aziende artigiane e industriali con meno di 15 dipendenti o industriali con oltre 15 dipendenti che non possono fruire dei trattamenti straordinari, ed è concessa nei casi in cui alcuni settori (tessile, abbigliamento, calzaturiero, orafico, etc.) versino in grave crisi occupazionale.

⁵ L'analisi viene limitata al periodo di riferimento degli indicatori Oros che hanno iniziato ad essere prodotti relativamente al primo trimestre 1996.

Nel corso del 2009, l'intensità e la persistenza della difficile situazione economica hanno determinato l'adozione di misure volte ad ampliare la platea delle imprese aventi diritto a fruire di tale ammortizzatore sociale. Numerose imprese di piccole dimensioni sono state autorizzate ad accedere in deroga allo strumento della cassa integrazione, in particolare nel settore dei servizi che, dalla fine del 2009, supera quello delle costruzioni in termini di numero di ore autorizzate di c.i.g..

Figura 1 - Ore autorizzate di cassa integrazione guadagni (ordinaria, straordinaria e in deroga) per settore di attività economica I trimestre 1996 - IV trimestre 2010 (valori assoluti in milioni)



Fonte: Elaborazioni su dati Inps

Quando il ricorso alla cassa integrazione è relativamente basso e costante nel tempo, la stima della dinamica delle retribuzioni di fatto pro capite non differisce sostanzialmente se l'occupazione al denominatore viene definita al lordo o al netto dei dipendenti in c.i.g.. Per questo motivo, sino alla fine del 2008, la misura dell'occupazione utilizzata per il calcolo degli indicatori trimestrali su retribuzioni lorde e costo del lavoro per Ula della rilevazione Oros veniva definita al lordo dei dipendenti in cassa integrazione.

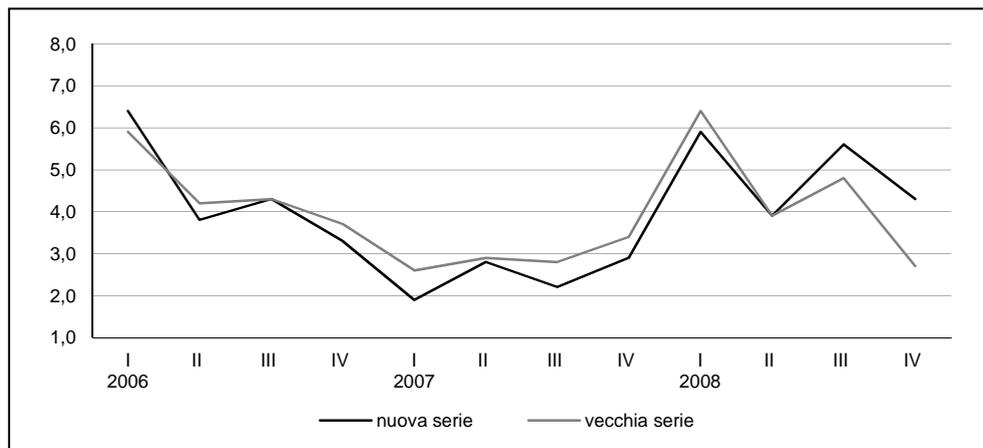
Quando si registra, invece, un incremento consistente della c.i.g., a parità di tutte le altre condizioni, il monte retributivo erogato dalle imprese si riduce perché l'indennità di cassa integrazione è a carico dell'Inps e non rappresenta pertanto un costo del lavoro per le imprese; contestualmente l'occupazione al netto c.i.g. diminuisce mentre l'occupazione definita al lordo di coloro che percepiscono tale sussidio rimane stabile. Ciò significa che l'incremento repentino della c.i.g. negli ultimi mesi del 2008, se non correttamente considerato nel calcolo dell'occupazione, avrebbe determinato significative distorsioni nella stima della dinamica degli indicatori Oros.

La rilevazione Oros produce trimestralmente indici e variazioni tendenziali di retribuzioni di fatto, oneri sociali e costo del lavoro per Ula per tutte le imprese attive con almeno un lavoratore dipendente che operano nei settori dell'industria e dei servizi alle

imprese (sezioni da B a N dell’Ateco 2007).⁶ Ogni trimestre vengono rilasciate, a circa 70 giorni dalla fine del trimestre di riferimento, due stime: una definitiva e una provvisoria basate sull’integrazione tra le dichiarazioni contributive aziendali dell’Inps e i dati dell’indagine GI per le imprese con più di 500 addetti. Le scelte metodologiche della rilevazione Oros sono state fortemente influenzate dai dati amministrativi disponibili al momento in cui la rilevazione è stata implementata nonché dai notevoli cambiamenti nel tempo che tali dati hanno subito. L’eccezionale diffusione della cassa integrazione è una tra le tante sfide poste dall’utilizzo dei dati amministrativi a fini congiunturali che la rilevazione Oros ha dovuto affrontare. Infatti, se fino al terzo trimestre 2008 è stato possibile produrre indicatori al lordo degli occupati in c.i.g., dalla fine del 2008 è stata necessaria una revisione della metodologia di stima, inserita in occasione della transizione alla nuova classificazione di attività economica Ateco 2007 e alla nuova base 2005, per tenere conto di tale ammortizzatore sociale.

Il confronto tra la dinamica degli indici delle retribuzioni per Ula al lordo della c.i.g., in Ateco 2002 e base 2000, e quella degli indici per Ula al netto della c.i.g. mette in evidenza una discrepanza significativa tra i due indicatori nel quarto trimestre del 2008 (Fig. 2). Le differenze tra le due serie nel complesso sono prevalentemente dovute al passaggio alla nuova base e alla nuova classificazione Ateco, il cui impatto è comunque relativamente ridotto nell’intera serie storica, mentre nell’ultimo trimestre il divario tra le due variazioni (1,6 punti percentuali) è da attribuire interamente all’effetto dell’aumento improvviso del ricorso alla c.i.g.. Nell’ultimo trimestre del 2008, infatti, l’indicatore calcolato al lordo della c.i.g. (2,7%) sottostima la dinamica retributiva in quanto le Ula utilizzate al denominatore non sono depurate dalla quantità di lavoro persa per cassa integrazione.

Figura 2 - Retribuzioni lorde per Ula nel settore delle attività manifatturiere: confronto tra gli indici in Ateco 2002, base 2000, lordo c.i.g. (vecchia serie) e quelli in Ateco 2007, base 2005, netto c.i.g. (nuova serie) - I trimestre 2006 - IV trimestre 2008 (variazioni tendenziali)



Fonte: Istat, Rilevazione Oros

⁶ Per maggiori dettagli sulla rilevazione Oros si veda Baldi et al. 2004, Baldi et al. 2008, Rapiti et al. 2010.

Pertanto, al fine di evitare distorsioni negli indicatori retributivi Oros per gli effetti connessi a forti variazioni nell'utilizzo della c.i.g. e per consentire confronti temporali più omogenei fra periodi con maggiore o minore ricorso a tale ammortizzatore sociale, si è reso indispensabile il passaggio alla definizione dell'occupazione in Ula al netto della c.i.g..

2.2 La misurazione dell'occupazione per gli indicatori pro capite Oros

L'uso estensivo dei dati amministrativi ha consentito alla rilevazione Oros di colmare una storica lacuna nel sistema italiano delle statistiche sul mercato del lavoro, permettendo di produrre indicatori retributivi congiunturali anche per le imprese di piccole e medie dimensioni a costi notevolmente più bassi rispetto a una tradizionale rilevazione e senza nessun carico statistico aggiuntivo sulle imprese. Tuttavia, l'utilizzo delle fonti amministrative ha implicato inevitabilmente costi non irrilevanti di progettazione e di sviluppo delle metodologie per il trattamento specifico dei dati disponibili al fine di renderli appropriati agli scopi statistici e in grado di tenere conto della continua evoluzione del contenuto informativo della fonte stessa in relazione ai fenomeni economici che si ha interesse a misurare.

Notevoli sono stati infatti i cambiamenti che la fonte amministrativa utilizzata dalla rilevazione Oros ha subito nel tempo, e ciò ha comportato dei necessari adeguamenti nella metodologia di stima (Baldi et al, 2006). Fino al 2004 l'Inps rendeva disponibili tempestivamente, a 45 giorni dalla fine del trimestre di riferimento, le dichiarazioni contributive dei rispondenti rapidi costituiti dalle sole imprese che inviavano il DM10 per via telematica. Tale insieme di dati rappresentava un campione non casuale che copriva il 50% circa degli occupati totali delle imprese con dipendenti operanti nel settore privato e veniva utilizzato per la produzione delle stime provvisorie del trimestre corrente (t), rilasciate con un ritardo di circa 90 giorni. A distanza di 15 mesi dalla fine del trimestre di riferimento (t) venivano prodotte le stime definitive basate sull'universo delle dichiarazioni DM10 relative a tutte le imprese con lavoratori dipendenti.

La natura non casuale del campione utilizzato fino al 2004 ha comportato non solo la scelta di integrare i dati dell'indagine GI per la sottopopolazione delle imprese di grandi dimensioni che erano fortemente sottorappresentate, ma ha anche inevitabilmente condizionato tutte le altre scelte metodologiche (Baldi et al, 2001). A partire dal 2004, quando l'Inps ha reso obbligatorio l'invio telematico del DM10 per tutte le imprese, la situazione informativa è notevolmente migliorata e il principale effetto è stato un incremento molto significativo della numerosità del campione utilizzato per le stime provvisorie che ha reso necessaria una modifica della metodologia di stima applicata (Rapiti et al, 2010). La continua evoluzione dei dati amministrativi implica, pertanto, adeguamenti frequenti nel trattamento dei dati e nei processi di stima; tra i quali anche quelli che si sono resi indispensabili per tenere conto dell'impatto della cassa integrazione a partire dalla fine del 2008 e che sono l'oggetto di questo lavoro.

Le informazioni necessarie per produrre indicatori al netto della cassa integrazione, per quanto riguarda le imprese con più di 500 addetti, vengono rilevate direttamente nel questionario dell'indagine GI. In particolare, viene chiesto alle imprese il numero di ore di c.i.g. effettivamente utilizzate nel mese al fine di derivarne il numero di cassaintegrati equivalenti a zero ore da sottrarre all'occupazione totale per ottenere l'indicatore al netto della c.i.g. (Istat, 2006). Considerato che nella rilevazione Oros i dati amministrativi di tale sottopopolazione vengono sostituiti con i dati dell'indagine, la stima degli indicatori

retributivi pro capite al netto della cassa integrazione non è particolarmente problematica per queste imprese di dimensione maggiore mentre lo è per le piccole e medie imprese la cui stima, invece, si basa sulle dichiarazioni contributive mensili.

Nei modelli DM10, infatti, il numero dei dipendenti è pari al totale di quanti hanno percepito nel mese di riferimento compensi soggetti a contribuzione obbligatoria, quindi hanno almeno una giornata retribuita. Non sono invece presenti sufficienti informazioni per quantificare i dipendenti interessati da cassa integrazione nel mese e il relativo numero di ore in c.i.g.. Più precisamente, in corrispondenza del numero dei dipendenti l'informazione sulla quantità di lavoro è espressa in termini di giornate retribuite per i lavoratori full time e di ore retribuite per quelli part time. A partire da tali dati, nella rilevazione Oros la stima delle Ula poste al denominatore degli indicatori retributivi viene ottenuta sommando ai dipendenti full time i lavoratori part time ridotti a unità di lavoro equivalente a tempo pieno attraverso un coefficiente calcolato come rapporto tra le relative ore retribuite di fonte DM10 e il numero di ore stabilito dai contratti collettivi per un lavoratore a tempo pieno. Le Ula vengono determinate come:

$$Ula_{i,t} = {}_{ft}dip_{i,t} + {}_{pt}dip_{i,t} * q_{k,t} \quad (2.1)$$

dove, per ogni impresa (i), ${}_{ft}dip$ e ${}_{pt}dip$ sono rispettivamente il numero dei dipendenti full time e part time relativi al trimestre di riferimento (t) mentre il coefficiente q stimato trimestralmente a livello di divisione⁷ di attività economica dell'Ateco 2007 (k) consente di trasformare l'input di lavoro delle posizioni part time in equivalente a tempo pieno rapportando le ore dei part time a quelle previste nei contratti collettivi di lavoro del settore per un lavoratore a tempo pieno.

In caso di utilizzo della c.i.g., pertanto, per la stima delle Ula al netto dei cassaintegrati si pone un problema di corretta quantificazione dell'input di lavoro solo dei lavoratori dipendenti full time. Questo perché le posizioni lavorative dei dipendenti a tempo parziale vengono già ricondotte in Ula tenendo conto delle ore retribuite e quindi, per definizione, sono al netto delle ore non retribuite dall'azienda in quanto il lavoratore è in cassa integrazione. Per i lavoratori con contratto full time, invece, se un dipendente lavora soltanto una parte del mese e per l'altra parte è in c.i.g. la misurazione dell'effettivo input di lavoro in termini di Ula risulta sovrastimata perché tale lavoratore viene computato, secondo il metodo di stima della rilevazione Oros (formula 2.1), come una unità di lavoro a tempo pieno indipendentemente dalle ore retribuite effettivamente dalla impresa. Ciò causa, negli indicatori retributivi pro capite, un'incoerenza tra numeratore e denominatore. Infatti, l'integrazione salariale che il lavoratore riceve non viene dichiarata come retribuzione

⁷ Quando è stata implementata la metodologia di stima delle Ula la disponibilità di un campione non casuale e la valutazione che le informazioni sulle ore dei part time in alcuni settori erano scarsamente rappresentative e di bassa qualità hanno indotto alla stima del coefficiente q per classi omogenee di Ateco. Il cambiamento della situazione informativa a partire dal 2004, grazie a un notevole aumento dei rispondenti rapidi e ad un miglioramento significativo della qualità dei dati, può rendere possibile la valutazione di eventuali modifiche nella stima delle Ula in modo da sfruttare tutte le informazioni a livello micro.

imponibile nel DM10⁸ in quanto totalmente a carico dell’Inps, ma al tempo stesso sono inclusi nelle stime dell’occupazione i dipendenti in c.i.g.⁹

Nel modello DM10 alcune informazioni specifiche sulla cassa integrazione sono dichiarate nel quadro F, ma presentano numerosi limiti che verranno illustrati nel paragrafo successivo. Difficoltà nello sfruttamento a fini statistici della fonte amministrativa, comunque, non riguardano solo la misurazione del fenomeno della cassa integrazione ma più in generale la possibilità di produrre indicatori sulle retribuzioni per ora effettivamente lavorata (Baldi et al., 2001). E’ da tali valutazioni, effettuate in fase di progettazione dell’indagine, che discende la scelta di stimare indicatori per unità di lavoro equivalenti a tempo pieno. Tuttavia, grazie all’integrazione tra i dati della rilevazione Oros e quelli sulle ore effettivamente lavorate provenienti da altre indagini dell’Istat, vengono prodotti anche indicatori trimestrali su retribuzioni e costo del lavoro orari che vengono inviati ad Eurostat per soddisfare il Regolamento europeo sul “Labour Cost Index” (Ciammola et al., 2009).

3. Il passaggio alla stima di indicatori Oros al netto della cassa integrazione

Alcune variabili utilizzate per la costruzione degli indicatori retributivi pro capite incorporano automaticamente gli effetti del ricorso alla cassa integrazione. Tra queste le retribuzioni lorde pagate dai datori di lavoro, che non includono le indennità per cassa integrazione in quanto a carico dell’Inps, e le ore effettivamente lavorate che subiscono una riduzione. Invece, le posizioni lavorative, e la stima delle Ula che da esse deriva, non tiene conto della quantità di lavoro persa per effetto della cassa integrazione. Pertanto, per depurare la stima dell’occupazione da questo effetto, così come viene fatto regolarmente dall’indagine GI per le grandi imprese, è necessario disporre dei dati sulle ore utilizzate di c.i.g. anche per le piccole e medie imprese incluse nella popolazione obiettivo della rilevazione Oros. A tale scopo è stata effettuata un’analisi di tutte le fonti disponibili sui dati delle ore di cassa integrazione guadagni (par.3.1). Considerati alcuni limiti per l’utilizzo congiunturale di tali dati, è stato necessario elaborare anche una metodologia che sfrutta maggiormente le informazioni sulle giornate/ore retribuite dichiarate nel DM10 per una stima diretta dell’input di lavoro (par.3.2).

3.1 Le fonti sulle ore di cassa integrazione guadagni

Una rassegna completa delle fonti esistenti sulle ore di cassa integrazione e l’analisi dei relativi dati sono state effettuate allo scopo di valutare la fattibilità di una stima delle Ula in c.i.g. a zero ore con cui depurare la stima dell’occupazione lorda al denominatore degli indicatori Oros, con riferimento alle imprese non appartenenti alla rilevazione GI.

⁸ Sono a carico dell’impresa, invece, i contributi assistenziali versati mensilmente all’Inps per finanziare il fondo cassa integrazione guadagni ordinaria e straordinaria; il loro ammontare viene dichiarato nel DM10 e incluso nella stima degli oneri sociali dalla rilevazione Oros.

⁹ Tale incoerenza non si verifica nel caso di lavoratori in c.i.g. per l’intero mese e che non percepiscono nessuna componente retributiva, in quanto non vengono affatto dichiarati in quel mese nel DM10. Ciò comporta una sottostima della misura dell’occupazione totale definita al lordo c.i.g. ma non una distorsione tra numeratore e denominatore degli indicatori retributivi pro capite.

I dati sulle ore di c.i.g. analizzati provengono sia da diverse fonti amministrative messe a disposizione dall'Inps sia da indagini dell'Istat che rilevano direttamente le informazioni dalle imprese (Congia e Pacini, 2010).

Per quanto riguarda i dati dell'Inps, si possono distinguere due fonti principali:

- 1) le informazioni dichiarate dalle imprese nel quadro F del DM10;
- 2) l'archivio dell'Inps sulle ore autorizzate di cassa integrazione.

I dati del quadro F del DM10, pur facendo parte del modello amministrativo che costituisce la fonte principale della rilevazione Oros, non vengono acquisiti regolarmente dall'Istat in quanto l'analisi preliminare di fattibilità dell'indagine aveva mostrato la loro scarsa utilizzabilità per gli scopi congiunturali della rilevazione e un elevato costo complessivo per l'acquisizione e il trattamento. Tuttavia, data l'eccezionalità del ricorso alla c.i.g., anche tali informazioni sono state nuovamente richieste all'Inps e analizzate. In questa parte del modello vengono dichiarati i dati sull'integrazione salariale anticipata dall'azienda, ossia le ore di c.i.g. e il relativo sussidio che le imprese hanno anticipato ai lavoratori per conto dell'Inps e di cui richiedono il rimborso attraverso conguaglio sul DM10. Tale informazione è parziale in quanto relativa solo alle imprese che hanno anticipato il sussidio ai loro lavoratori e all'eventuale quota di ore conguagliate. Pertanto, per poter avere una copertura totale, in termini sia di imprese con lavoratori in c.i.g. sia di ore di c.i.g. complessivamente fruito dai lavoratori, tali informazioni dovrebbero essere integrate con le ore di c.i.g. a pagamento diretto da parte dell'Inps. Oltre ai problemi in termini di copertura, l'utilizzabilità della fonte a fini congiunturali è anche fortemente influenzata dallo sfasamento temporale tra la data in cui le aziende richiedono il conguaglio delle integrazioni salariali anticipate e la data a cui quelle integrazioni si riferiscono. Infatti, è disponibile solo l'informazione sulla data in cui viene richiesto il conguaglio ma non anche quella sulla data in cui i lavoratori hanno fruito delle relative ore di c.i.g.. Queste due informazioni non necessariamente coincidono in quanto le imprese possono conguagliare gli importi anticipati non solo nel mese in cui li hanno effettivamente pagati ma anche nei mesi successivi e in modo cumulato. Tale scostamento è da attribuirsi anche alla modalità di recupero del credito da parte delle imprese, con conguaglio a capienza del DM10, in virtù del quale i rimborsi che l'azienda deve ricevere dall'Inps vengono ripartiti tra varie dichiarazioni mensili in modo da non eccedere mai l'importo totale che l'azienda deve pagare all'Istituto previdenziale. L'effetto finale è che negli ultimi 3-4 trimestri del periodo analizzato le ore di c.i.g. conguagliate sono fortemente sottostimate per il disallineamento temporale tra il periodo di competenza e quello in cui viene effettuato il conguaglio oltre che, come vedremo di seguito, per il ritardo temporale con cui le ore di c.i.g. vengono autorizzate rispetto alla data di riferimento delle stesse.

Considerate le peculiarità emerse dall'analisi dei dati del quadro F del DM10, che hanno confermato le scelte effettuate in fase di progettazione dell'indagine Oros, si è spostata l'attenzione sugli altri micro dati dell'archivio amministrativo dell'Inps messi in via straordinaria a disposizione dell'Istat. Si tratta dei dati mensili sulle ore autorizzate di c.i.g. a livello di impresa con informazioni sul periodo di competenza.¹⁰ Anche tali dati, tuttavia, hanno mostrato dei limiti per una corretta stima congiunturale delle ore di c.i.g.

¹⁰ Ogni anno l'Inps inviava già all'Istat un file di micro dati simile ai fini della produzione delle stime annuali dei Conti Nazionali. Per le finalità congiunturali della rilevazione Oros, tuttavia, è stato necessario richiedere un livello di dettaglio maggiore e una tempistica degli scarichi trimestrale.

effettivamente utilizzate: oltre al noto problema di sovrastima, in quanto non tutte le ore autorizzate vengono effettivamente utilizzate dalle imprese, si pone un problema di sottostima relativamente agli ultimi trimestri di riferimento. Quest'ultimo effetto è dovuto al fatto che le ore di c.i.g. che vengono autorizzate in un momento successivo rispetto al periodo di competenza non risultano registrate perché ancora non formalmente autorizzate.¹¹ L'analisi della distribuzione delle ore di c.i.g. autorizzate per data di competenza¹² e data di autorizzazione negli anni 2007-2009 dimostra come i dati di competenza non possano essere considerati definitivi prima di 3-4 trimestri (Tav. 1).

Tavola 1 - Distribuzione percentuale delle ore autorizzate totali di cassa integrazione per trimestre di competenza e di autorizzazione - I trimestre 2007-IV trimestre 2009 (valori percentuali e valori assoluti in migliaia)

Trimestre di competenza	Trimestre di autorizzazione																Totale	Totale	
	2006				2007				2008				2009						2010
	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I			
I:2007	0,2	1,0	6,3	19,4	33,7	16,9	11,0	5,1	2,4	1,5	0,8	0,5	0,6	0,5	0,2	0,0	100	54.210	
II:2007	0,0	0,1	4,3	5,0	23,8	29,8	19,8	8,2	4,2	2,0	1,3	0,5	0,6	0,5	0,1	0,0	100	45.120	
III:2007	0,0	0,0	1,7	1,9	5,9	20,4	38,0	16,8	7,9	3,2	1,9	0,7	0,8	0,5	0,3	0,0	100	37.330	
IV:2007	0,0	0,0	0,0	0,3	1,5	3,5	25,0	38,5	17,9	5,5	3,9	1,4	1,3	0,7	0,7	0,0	100	51.770	
I:2008	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,7	4,1	17,7	39,0	18,2	10,5	3,8	3,1	1,3	1,2	0,0	100	52.210	
II:2008	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	2,7	4,3	22,5	35,4	21,1	6,7	4,0	2,2	2,2	0,9	0,0	100	49.340	
III:2008	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,6	1,8	4,6	24,6	41,3	13,8	7,6	3,5	1,3	0,0	100	45.370	
IV:2008	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	1,2	1,6	31,7	39,8	19,0	3,9	2,7	0,1	100	109.600	
I:2009	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	2,9	30,8	48,9	12,1	4,7	0,1	100	194.200	
II:2009	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,6	3,7	38,8	43,7	13,0	0,2	100	248.600	
III:2009	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3	1,1	7,1	37,1	52,6	1,8	100	214.000	
IV:2009	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	3,5	11,7	76,2	7,7	100	147.500	

Fonte: Elaborazioni su dati Inps

Le evidenze empiriche confermano che le ore di c.i.g. vengono autorizzate solo in minima parte nel trimestre di competenza e in una percentuale molto più significativa nei quattro trimestri immediatamente successivi, pari mediamente a circa il 65% tra il 2007 e il 2008. La percentuale di ore che le imprese riescono a farsi autorizzare prima del periodo di competenza, invece, è sempre piuttosto residuale (intorno al 7% nei due anni citati) e si riduce ulteriormente dalla fine del 2008 quando le richieste di cassa integrazione aumentano a causa dell'acuirsi della crisi economica. I dati relativi al 2009, pertanto, sono influenzati dalla sottostima delle ore autorizzate di cassa integrazione dovuta appunto al ritardo nelle procedure di autorizzazione.

A causa dei problemi di copertura sopra illustrati, si è ritenuto non opportuno l'utilizzo di tali dati per fini congiunturali, in quanto possono essere considerati definitivi solo dopo alcuni trimestri ossia quando viene completato l'iter di autorizzazione.

Tuttavia, questa fonte di dati micro aggiornata trimestralmente viene utilizzata nella nuova metodologia di stima degli indicatori di Oros al netto della c.i.g., che verrà illustrata nel paragrafo 3.4, per l'estrazione della lista delle piccole e medie imprese autorizzate a beneficiare del sussidio di cassa integrazione. Pertanto, questi dati vengono acquisiti

¹¹ Si ricorda che le imprese hanno sino a 25 giorni dalla fine del periodo di paga in corso al termine della settimana in cui ha avuto inizio la sospensione o la riduzione dell'orario di lavoro per presentare la domanda di autorizzazione.

¹² Mentre le ore autorizzate di c.i.g. ordinaria sono disponibili per mese di competenza, per quelle di c.i.g. straordinaria è disponibile soltanto l'informazione sulla data di inizio e di fine del periodo di competenza. Queste ultime sono state pertanto equiripartite nei singoli mesi all'interno del periodo di competenza stesso.

regolarmente ogni trimestre e il loro trattamento è stato inserito nel processo di produzione della rilevazione.

Inoltre, questa stessa fonte è alla base delle statistiche sulle ore autorizzate di cassa integrazione guadagni tempestivamente pubblicate per mese di autorizzazione e settore di attività economica dall'Inps sul proprio sito web.¹³ Tali dati, tuttavia, non sono riferibili al periodo di effettiva competenza e inoltre, essendo disponibili a livello aggregato, ai fini della rilevazione Oros non è possibile distinguere tra quelli relativi alle imprese grandi appartenenti all'indagine GI e quelli di tutte le altre imprese. Infine, trattandosi di ore autorizzate si ricorda che queste normalmente sono sovrastimate rispetto alle ore effettivamente utilizzate soprattutto in periodi di crisi quando le imprese, a scopo cautelativo, spesso richiedono l'autorizzazione di più ore di cassa integrazione di quante poi ne utilizzino realmente. Proprio per questo motivo l'Inps pubblica periodicamente anche un indicatore sull'effettivo utilizzo di questo ammortizzatore sociale, il cosiddetto "tiraggio", che misura la quota delle ore autorizzate che viene effettivamente utilizzata dalle imprese (Inps, 2011).

Nonostante i limiti evidenziati, considerata la tempestività e la disponibilità immediata, questa fonte Inps sulle ore autorizzate di c.i.g. è alla base della metodologia della rilevazione Oros con cui viene corretta la serie storica di tutti i settori di attività economica dal primo trimestre del 2000 al terzo trimestre del 2008 e le stime dal quarto trimestre 2008 in avanti per alcuni settori specifici (cfr. par. 4).

Dopo aver passato in rassegna tutte le fonti amministrative disponibili contenenti informazioni sulla c.i.g., si è infine valutata la disponibilità dei dati di indagine all'interno dell'Istituto Nazionale di Statistica. A livello congiunturale, oltre all'indagine GI le cui informazioni al lordo e al netto c.i.g. vengono integrate con i dati amministrativi nella rilevazione Oros (cfr. par. 2.2), l'unica altra indagine che ha informazioni sulle ore di cassa integrazione è la rilevazione trimestrale sui posti vacanti e le ore lavorate (VELA). Tale indagine, tuttavia, non include nella sua popolazione di riferimento le imprese con meno di 10 dipendenti e ha natura campionaria per le imprese tra i 10 e i 500 dipendenti. Oltre a queste differenze di copertura, ad oggi, le stime VELA sulle ore di cassa integrazione non sono ancora disponibili con una tempestività compatibile con quella della rilevazione Oros.

Infine, sempre relativamente alle informazioni ausiliarie sulla c.i.g., è opportuno porre l'attenzione sui grandi cambiamenti in atto da gennaio 2010 sulle fonti amministrative. A partire da tale data l'Inps ha unificato i due flussi mensili, quello delle dichiarazioni contributive aziendali (DM10) e quello delle dichiarazioni retributive dei singoli lavoratori (Emens), in un unico flusso, l'UniEmens, che è divenuto obbligatorio dopo un periodo transitorio di tre mesi. Contestualmente l'Inps continua a riprodurre e a fornire all'Istat ogni trimestre il DM10 cosiddetto "virtuale", ossia ricostruito dall'Istituto previdenziale a partire dalle informazioni contenute nell'UniEmens, che rimane la fonte alla base della rilevazione Oros. Il nuovo flusso informativo, tuttavia, è una miniera di informazioni in continua evoluzione. A proposito della c.i.g., recentemente l'Inps ha previsto un arricchimento delle informazioni da dichiarare nell'UniEmens nell'ottica della semplificazione, dell'automatizzazione e della riduzione dei moduli da compilare da

¹³ Vedi <http://www.inps.it/webidentity/banchedatistatistiche/menu/cig/main1.html>

parte delle imprese.¹⁴ In particolare, con un periodo di transizione fino a tutto maggio 2011, tra le principali innovazioni c'è il passaggio a un sistema di dichiarazione delle informazioni correnti sulla c.i.g., ossia le imprese devono dichiarare per ogni lavoratore tutte le ore di cassa integrazione effettivamente utilizzate nel mese di riferimento, comprese quelle in attesa di autorizzazione e quelle a pagamento diretto da parte dell'Inps. Tuttavia, le numerose potenzialità di questa nuova fonte potranno essere valutate ed eventualmente sfruttate solo quando ci sarà la disponibilità dei dati per effettuare le opportune analisi.

3.2 Una stima dell'input di lavoro basata sulle giornate dichiarate nel DM10

Le criticità nell'utilizzo congiunturale delle informazioni attualmente disponibili sulle ore di c.i.g., evidenziate nel paragrafo precedente, hanno condotto a integrare la strategia basata sulle ore di c.i.g. con un maggiore sfruttamento di altre informazioni presenti nel DM10. È stata sperimentata, pertanto, una metodologia di stima diretta dell'effettivo input di lavoro basata sulle informazioni dichiarate nel DM10 relativamente alla quantità di lavoro prestata dai dipendenti nel mese.

Più nello specifico, ricordiamo che il problema da affrontare in caso di utilizzo della c.i.g. riguarda la corretta quantificazione dell'input di lavoro dei dipendenti full time in quanto per i dipendenti part time è già correntemente utilizzata l'informazione sulle ore retribuite. Nella metodologia di calcolo delle Ula della rilevazione Oros (cfr par. 2.2) un dipendente a tempo pieno in c.i.g. soltanto per una parte del mese viene computato come una intera unità di lavoro a tempo pieno, pertanto per una stima più corretta dell'effettivo input di lavoro si è fatto ricorso al dato sulle giornate retribuite presente nel DM10.¹⁵

Lo sfruttamento dell'informazione sulle giornate non è stato ritenuto prioritario in fase di progettazione della rilevazione Oros considerate le numerose difficoltà per la loro conversione in ore effettivamente lavorate ai fini di una stima di indicatori retributivi orari (Baldi e Rapiti, 1999). È stato ritenuto opportuno, invece, recuperare e analizzare tale informazione ai fini della stima della dinamica degli indicatori retributivi per Ula al netto della c.i.g., partendo dall'ipotesi che, in caso di ricorso alla cassa integrazione, le giornate retribuite registrino puntualmente la riduzione dell'input di lavoro.¹⁶ Tale ipotesi è stata verificata attraverso una serie di analisi preliminari focalizzate in particolare sulle piccole e medie imprese (PMI) che nel periodo analizzato, cioè dal 2007 al 2010, hanno richiesto l'autorizzazione per almeno un'ora di c.i.g.. Tali imprese, non coperte dalla rilevazione GI, rappresentano circa il 21% in termini di monti retributivi medi annui del 2007 (Tav. 2) e vengono individuate attraverso l'abbinamento con le informazioni ausiliarie fornite dall'Inps ogni trimestre a livello micro (cfr. par. 3.1). In particolare, nei settori delle costruzioni e delle attività manifatturiere la quota delle PMI che hanno fatto ricorso alla c.i.g. è particolarmente elevata (rispettivamente 51,5% e 36,9 %).

¹⁴ Circolare Inps n.13 del 28/01/2011.

¹⁵ Nella fonte amministrativa utilizzata la giornata retribuita è definita come ogni giornata per cui il datore di lavoro paga una retribuzione soggetta a contribuzione obbligatoria, indipendentemente dal numero di ore per cui si versa tale retribuzione.

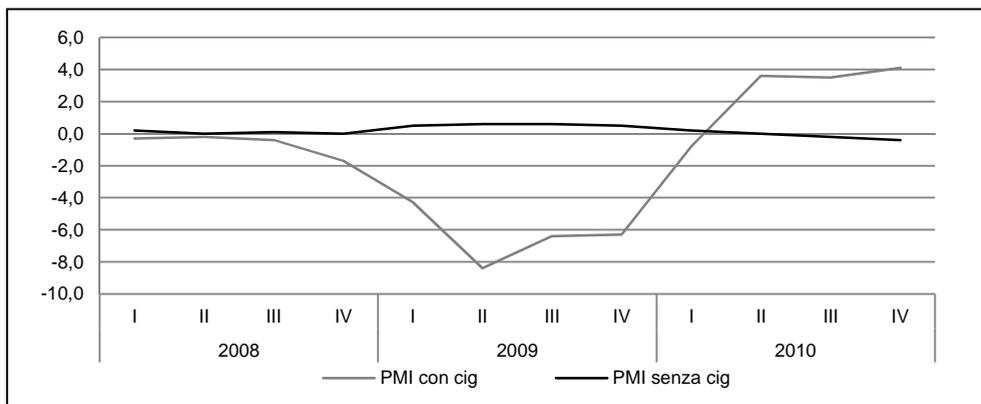
¹⁶ L'assunzione di base è che la c.i.g. venga fruita dai lavoratori prevalentemente a giornate intere.

Tavola 2 - Peso in termini di monti retributivi delle diverse sottopopolazioni di imprese per sezione di attività economica - Media annua 2007 (valori percentuali)

SETTORE DI ATTIVITÀ ECONOMICA	GI	PMI	
	Totale	Totale	Di cui con cig
B Estrazione di minerali da cave e miniere	24,7	75,3	41,9
C Attività manifatturiere	22,0	78,0	36,9
D Fornitura di energia elettrica, gas, vapore e aria condizionata	80,2	19,8	0,2
E Fornitura di acqua; reti fognarie, attività di gestione dei rifiuti e risanamento	32,8	67,2	4,7
F Costruzioni	4,1	95,9	51,5
G Commercio al dettaglio; riparazione di autoveicoli e motocicli	14,9	85,1	5,2
H Trasporto e magazzinaggio	49,7	50,3	6,5
I Attività dei servizi di alloggio e ristorazione	11,2	88,8	3,5
J Servizi di informazione e comunicazione	47,5	52,5	5,4
K Attività finanziarie e assicurative	72,1	27,9	0,2
LMN Altre attività dei servizi di supporto alle imprese	12,0	88,0	15,1
Totale industria e servizi (B-N)	26,7	73,3	21,2

Fonte: Elaborazioni su dati Rilevazione Oros

Le analisi preliminari effettuate sui dati del DM10 hanno confermato una forte correlazione negativa tra il ricorso alla c.i.g. e le giornate retribuite. Nei settori di attività economica nei quali l'utilizzo della cassa integrazione è stato più rilevante, come quello manifatturiero, la dinamica delle giornate retribuite per dipendente a tempo pieno nelle PMI che hanno fruito di tale ammortizzatore mostra un calo in corrispondenza dei trimestri in cui l'utilizzo della cassa integrazione è stato più consistente, mentre la stessa dinamica nelle PMI che non hanno utilizzato c.i.g. è pressoché stabile sia prima che durante la crisi (Fig. 3).

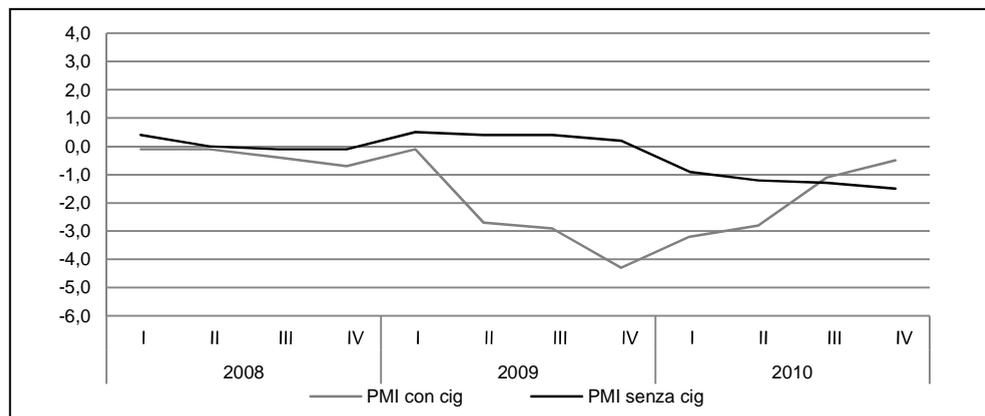
Figura 3 - Giornate pro capite dei dipendenti full time nel settore delle attività manifatturiere: confronto tra PMI che hanno fruito o meno di c.i.g. - I trimestre 2008 - IV trimestre 2010 (variazioni tendenziali)

Fonte: Elaborazioni su dati Rilevazione Oros

Nel settore del commercio si notano le stesse evidenze ma con uno sfasamento temporale di qualche trimestre in quanto il ricorso alla c.i.g. è avvenuto con ritardo rispetto

all'inizio della crisi, dopo che sono state attivate le necessarie procedure per il finanziamento e l'autorizzazione della cassa integrazione in deroga (Fig. 4).

Figura 4 - Giornate pro capite dei dipendenti full time nel settore del commercio: confronto tra PMI che hanno fruito o meno di c.i.g. - I trimestre 2008 - IV trimestre 2010 (variazioni tendenziali)

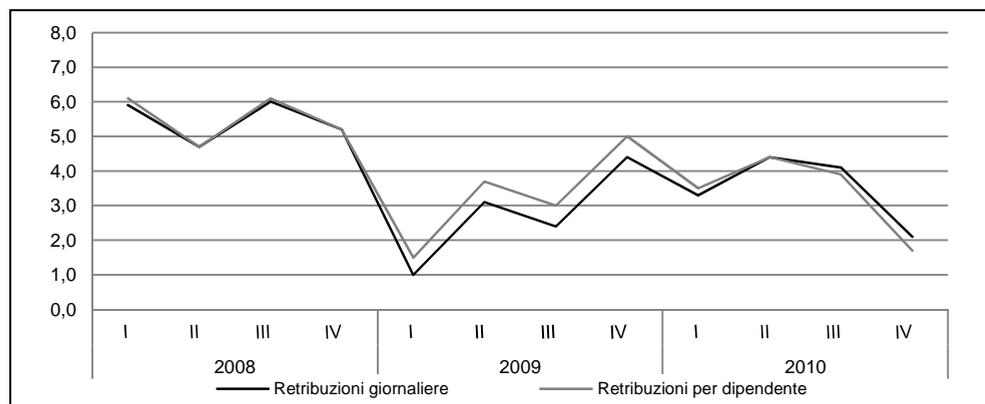


Fonte: Elaborazioni su dati Rilevazione Oros

Constatato che, come atteso, il dato amministrativo sulle giornate retribuite coglie la riduzione dell'input di lavoro a causa della cassa integrazione, tale informazione è stata utilizzata per calcolare un indicatore retributivo giornaliero la cui dinamica è stata messa a confronto con quella delle retribuzioni per dipendente (che nel caso dei lavoratori full time nella rilevazione Oros coincide con la retribuzione per Ula).

Analizzando il settore delle attività manifatturiere, nel caso di totale assenza di ricorso alla c.i.g., la dinamica delle retribuzioni per dipendente full time è bene approssimata dalla dinamica delle retribuzioni giornaliere (Fig. 5).

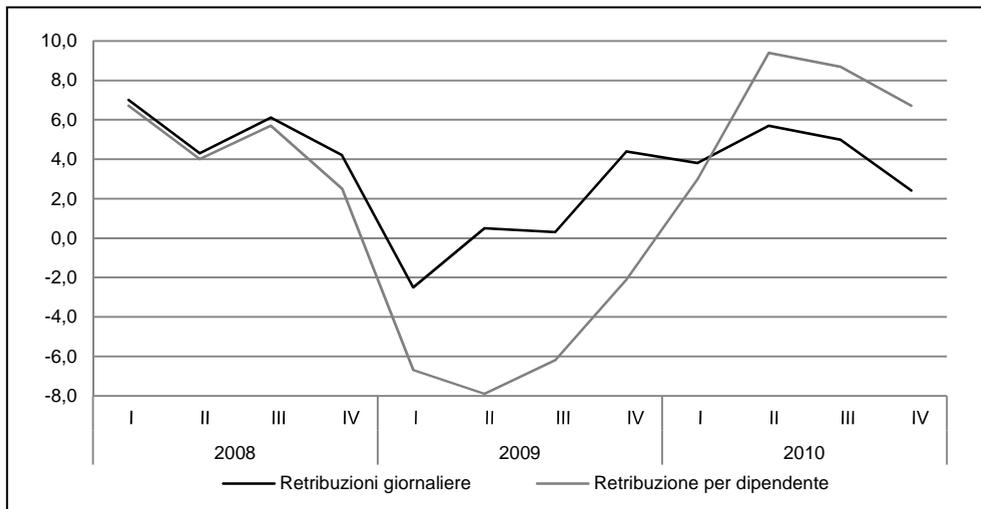
Figura 5 - Retribuzioni pro capite e giornaliere dei dipendenti full time nel settore delle attività manifatturiere per le PMI che non hanno fatto ricorso alla c.i.g. - I trimestre 2008 - IV trimestre 2010 (variazioni tendenziali)



Fonte: Elaborazioni su dati Rilevazione Oros

Nelle imprese che hanno fatto ricorso alla c.i.g., la dinamica delle retribuzioni pro capite è pressoché identica a quella giornaliera nella fase pre-crisi, ossia fino al terzo trimestre del 2008, mentre con l'inizio della crisi le retribuzioni per dipendente al lordo della c.i.g. ovviamente non sono più un indicatore appropriato della dinamica salariale che risulta essere più correttamente misurata dalle retribuzioni giornaliera (Fig. 6).

Figura 6 - Retribuzioni pro capite e giornaliera dei dipendenti full time nel settore delle attività manifatturiere per le PMI che hanno fatto ricorso alla c.i.g. - I trimestre 2008 - IV trimestre 2010 (variazioni tendenziali)

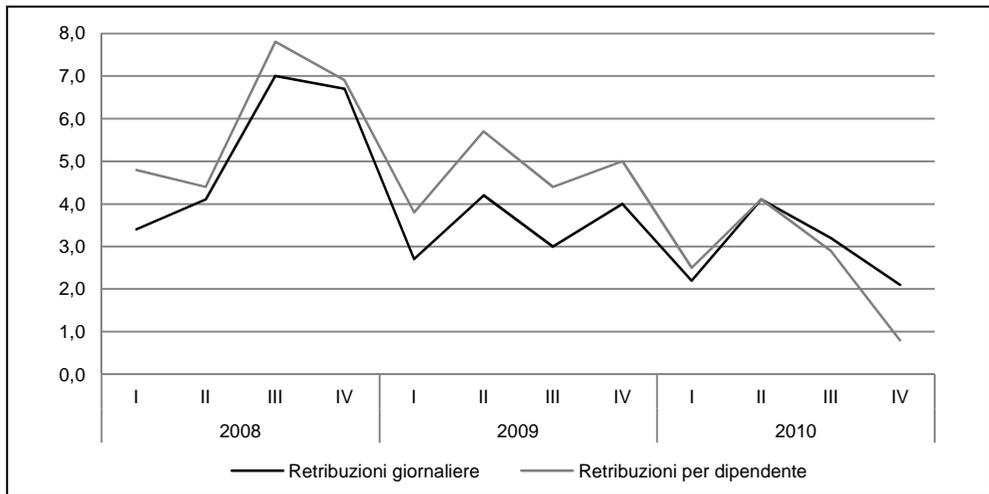


Fonte: Elaborazioni su dati Rilevazione Oros

Le stesse evidenze empiriche si registrano anche nei settori dell'estrazione dei minerali, del commercio e dei trasporti e magazzinaggio.

Alla luce di ciò, a partire dal quarto trimestre 2008 le giornate retribuite dei full time nelle PMI con c.i.g. sono state utilizzate per produrre le Ula al netto della cassa integrazione. Tale metodologia, tuttavia, non è stata applicata a tutti i settori di attività economica. In particolare, tra quelli maggiormente interessati dall'utilizzo della cassa integrazione, quello delle costruzioni presenta delle peculiarità di cui va tenuto conto ai fini della correzione degli indicatori per gli effetti della cassa integrazione. E' necessario infatti considerare che in questo settore il ricorso alla c.i.g. non è legato soltanto alla congiuntura economica negativa, ma anche al verificarsi di eventi meteorologici che comportano la sospensione dell'attività produttiva. Per questo si è ritenuto più opportuno correggere l'intera serie storica di tale settore con uno stesso metodo e al tempo stesso non utilizzare le informazioni sulle giornate retribuite presenti nel DM10. La presenza di altri fattori oltre alla cassa integrazione, come l'elevato turnover, che possono determinare una differente dinamica tra le retribuzioni pro capite e quelle giornaliera emerge dal confronto tra l'andamento dei due indicatori nelle imprese edili che non hanno mai fatto ricorso alla cassa integrazione nel periodo analizzato (Fig. 7).

Figura 7 - Retribuzioni pro capite e giornaliere dei dipendenti full time nel settore delle costruzioni per le PMI che non hanno fatto ricorso alla c.i.g. - I trimestre 2008 - IV trimestre 2010 (variazioni tendenziali)



Fonte: Elaborazioni su dati Rilevazione Oros

La stessa considerazione è valida anche per altri settori di attività economica, come quelli degli alberghi e ristoranti e dei servizi di informazione e comunicazione, caratterizzati, peraltro, da fattori come elevato turnover, utilizzo di forme contrattuali atipiche e frequenti mutamenti nella composizione dell'occupazione, i cui effetti sulle retribuzioni sono incorporati negli indicatori Oros. In tali settori, quindi, è stato ritenuto opportuno utilizzare una soluzione diversa, illustrata nel paragrafo seguente, che permette di correggere gli indicatori soltanto per l'effetto della c.i.g..

4. Il nuovo metodo di stima degli indicatori Oros al netto della cassa integrazione guadagni

Le analisi precedenti hanno dimostrato che in una situazione di ricorso massiccio alla c.i.g. l'input di lavoro coerente con il monte retributivo pagato dalle aziende può essere misurato attraverso l'uso delle giornate retribuite dei dipendenti full time dichiarate dalle aziende nel DM10.

Pertanto, è stato elaborato un nuovo algoritmo di calcolo delle Ula utilizzando, a livello di singola impresa, le giornate retribuite per i full time, oltre che le ore retribuite per i part time. La stima delle Ula al netto della c.i.g. con questo metodo, che implica la necessità di convertire le giornate in ore,¹⁷ è ottenuta per ogni impresa (*i*) appartenente al

¹⁷ Tale conversione da giornate a ore può comportare un margine di errore nella misura in cui viene dichiarata una giornata a fronte di poche ore retribuite. L'entità di tale errore non è quantificabile con i dati attualmente disponibili, ma si ipotizza che sia estremamente ridotta in quanto l'informazione sulle giornate si riferisce alla tipologia standard di dipendenti a tempo pieno impiegati per l'intera giornata lavorativa.

settore (j) in ogni trimestre (t) rapportando le ore totali dei full time e dei part time a quelle mensilmente lavorabili in base al contratto collettivo nazionale di lavoro per un lavoratore a tempo pieno. Queste ultime sono stimate dall'indagine mensile dell'Istat sulle retribuzioni contrattuali (IRC) e vengono applicate a livello di sezione della classificazione Ateco 2007 (j). Più in dettaglio:

$${}_{Ncig}Ula_{i,t} = ({}_{ft}ore_{i,t} + {}_{pt}ore_{i,t}) / {}_{IRC}ore_{j,t} \quad i \in j \quad (4.1)$$

dove le ${}_{ft}ore$ sono le ore dei lavoratori full time calcolate a partire dalle giornate dichiarate dalle imprese e convertite in ore come segue:

$${}_{ft}ore_{i,t} = {}_{ft}gio_{i,t} * ({}_{IRC}ore_{j,t} / 26) \quad (4.2)$$

per ogni impresa le giornate dei full time (${}_{ft}gio$) vengono moltiplicate per il numero di ore giornaliere ottenuto rapportando il numero di ore mensilmente lavorabili per contratto (${}_{IRC}ore$) a 26 che rappresenta il numero di giornate convenzionalmente fissate dall'Inps come numero massimo di giornate contribuibili nel mese. Le ${}_{pt}ore$ sono le ore dei lavoratori part time dichiarate nel modello DM10 da parte delle imprese stesse.

Le Ula calcolate con questo metodo vengono utilizzate a partire dal quarto trimestre 2008, in alcuni settori selezionati¹⁸ (cfr. par. 3), per le sole piccole e medie imprese che hanno fatto ricorso alla cassa integrazione, identificate attraverso le informazioni a livello di impresa fornite trimestralmente dall'Inps. Per le altre PMI che non hanno utilizzato la c.i.g., le Ula vengono, invece, stimate con l'abituale algoritmo Oros. Infine, per le grandi imprese appartenenti alla rilevazione GI, le Ula al netto della c.i.g. vengono calcolate secondo la formula (2.1) a partire dai dipendenti al netto della c.i.g. stimati direttamente dalla rilevazione GI.¹⁹

A partire dal quarto trimestre 2008, le variazioni tendenziali degli indicatori retributivi calcolati utilizzando al denominatore le Ula al netto della c.i.g., ottenute integrando le stime delle tre sottopopolazioni di imprese, sono state applicate ai livelli della serie storica stimati, dal primo trimestre 2000 al terzo 2008, con un metodo diverso. Quest'ultimo metodo è basato su un calcolo delle Ula al netto dei cassaintegrati equivalenti a zero ore a livello macro che non utilizza le informazioni sulle giornate retribuite, a causa del costo particolarmente elevato per il recupero sia delle informazioni dal DM10 sia dei dati Inps sulle imprese autorizzate all'utilizzo della c.i.g.. L'occupazione al netto della cassa integrazione è stata ottenuta, invece, a livello di sezione di attività economica, attraverso i dati delle ore autorizzate di c.i.g. pubblicati dall'Inps sul proprio sito web. Questi macro

¹⁸ Si tratta delle seguenti sezioni dell'Ateco 2007: B - Estrazione di minerali da cave e miniere; C - Attività manifatturiere; D - Fornitura di energia elettrica, gas, vapore e aria condizionata; E - Fornitura di acqua, reti fognarie, attività di gestione dei rifiuti e risanamento; G - Commercio al dettaglio, riparazione di autoveicoli e motocicli; H - Trasporto e magazzinaggio.

¹⁹ Il coefficiente di riduzione delle posizioni lavorative a tempo parziale (q) è lo stesso calcolato per gli indicatori Oros in quanto nell'indagine GI le ore effettivamente lavorate non vengono rilevate con il dettaglio per tempo di lavoro (part time/full time) necessario per determinare il coefficiente stesso.

dati sono stati opportunamente aggiustati attraverso un coefficiente di riduzione che tiene conto dello scarto tra ore autorizzate e ore effettivamente utilizzate dalle imprese, stimato utilizzando le informazioni dell'Inps sul tiraggio e i confronti con le fonti di indagine disponibili (GI e VELA). Più in dettaglio:

$${}_{Ncig}Ula_{j,t} = {}_{Lcig}Ula_{j,t} - ({}_{cig}ore_{j,t} / {}_{IRC}ore_{j,t}) \quad (4.3)$$

dove per ogni settore (j), in ciascun trimestre (t), alle Ula al lordo della c.i.g. (${}_{Lcig}Ula$), stimate secondo l'abituale algoritmo Oros, vengono sottratti i cassaintegrati equivalenti in c.i.g. a zero ore ottenuti dividendo le ore di c.i.g. autorizzate e opportunamente ridotte (${}_{cig}ore$), per le ore lavorabili stabilite dal contratto collettivo nazionale per un lavoratore a tempo pieno stimate dalla rilevazione sulle retribuzioni contrattuali (${}_{IRC}ore$). Nei settori in cui l'uso delle giornate non è stato ritenuto opportuno, il metodo sopra illustrato è stato applicato, oltre che all'intera serie storica, anche alle stime correnti dal quarto trimestre del 2008.

Riassumendo, la nuova metodologia di stima degli indicatori Oros al netto della cassa integrazione è quindi il risultato di una complessa integrazione tra diversi metodi di stima delle Ula per sottopopolazione di imprese, per settore di attività economica e per periodo di riferimento, basate su dati provenienti sia da fonti amministrative sia da fonti di indagine (Prospetto 1). Ad oggi questa metodologia consente di ottenere stime affidabili e di qualità, considerate le caratteristiche e le potenzialità di sfruttamento delle diverse fonti disponibili e le peculiarità delle diverse sottopopolazioni di imprese, sia in termini di dimensione aziendale sia di settore di attività economica in cui operano, oltre alla necessità di rivedere l'intera serie storica.

Prospetto 1 - Metodo di calcolo delle Ula la netto c.i.g. per sottopopolazione di imprese, periodo, sezione di attività economica e livello di applicazione

METODO CALCOLO ULA NETTO C.I.G.	Sottopopolazione	Periodo	Sezione di attività Ateco 2007 (a)	Livello
Nuovo algoritmo applicato su micro dati giornate/ore di fonte DM10	PMI con c.i.g.	Dal IV trimestre 2008 in avanti	B-C-D-E-G-H	Micro
Ula calcolate con algoritmo abituale	PMI senza c.i.g.	Dal IV trimestre 2008 in avanti	B-C-D-E-G-H	Micro
Algoritmo abituale applicato su micro dati di occupazione netto c.i.g. di fonte GI	GI	Dal IV trimestre 2008 in avanti	B-C-D-E-G-H	Micro
Ula lordo c.i.g. stimate con l'algoritmo abituale cui vengono sottratte le Ula in c.i.g. a zero ore stimate a partire dalle ore autorizzate di fonte Inps (dati web)	Tutte	Serie storica dal I trimestre 2000 al III trimestre 2008	B-C-D-E-G-H	Macro
	Tutte	Serie storica dal I trimestre 2000 in avanti	F-I-J-L-M-N	Macro

(a) Il settore delle attività finanziarie e assicurative (K) è stato escluso perché sostanzialmente non interessato dalla cassa integrazione.

Se a partire dal quarto trimestre 2008 lo sfruttamento delle informazioni sulle giornate retribuite ha permesso di ottenere una più accurata misurazione dell'effettivo input di

lavoro per le PMI coinvolte nell'utilizzo della cassa integrazione, non è stato possibile applicare tale metodo in modo uniforme all'intera serie storica. Ciò avrebbe richiesto l'elaborazione di un'enorme mole di dati a fronte di leggere revisioni della serie, considerata la bassa incidenza della c.i.g. nel periodo precedente. La scelta di applicare il metodo macro alla serie storica dal 2000 è stato quindi funzionale ad allineare i livelli su cui applicare la dinamica retributiva stimata sui micro dati dal quarto trimestre 2008. Inoltre va sottolineato che alcuni dei problemi di cui risente tale metodo basato sulle informazioni delle ore autorizzate pubblicate sul sito dell'Inps, come la sottostima nei trimestri più recenti dei dati di c.i.g. dovuta allo slittamento temporale tra il periodo di autorizzazione e quello di utilizzo (cfr. par.3.1) e la natura provvisoria dell'indicatore sul tiraggio, sono maggiormente rilevanti per la stima congiunturale degli ultimi trimestri, mentre si riducono per i dati retrospettivi man mano che il dato amministrativo si consolida, riuscendo a registrare meglio il fenomeno della c.i.g..

In ogni caso, la necessità di passare alla stima degli indicatori Oros al netto c.i.g. ha costituito un'ottima occasione per valutare la qualità di informazioni che fin'ora non erano state sfruttate a causa di scelte metodologiche derivanti dalla situazione informativa del passato (cfr. par. 2.2). Una revisione generalizzata del metodo di calcolo delle Ula, anche al lordo della c.i.g., che sfrutti maggiormente l'informazione a livello micro sull'input di lavoro (ore e giornate retribuite) potrebbe ora essere presa in seria considerazione, anche se l'introduzione nel processo di produzione potrebbe essere effettuata solo in occasione di un cambio base o di una revisione straordinaria delle serie.

Se in futuro si ritenesse opportuno un cambiamento nel metodo abituale di calcolo delle Ula, un miglioramento della metodologia di stima degli indicatori al netto della c.i.g. si potrebbe ottenere, più che estendendo lo sfruttamento delle informazioni sulle giornate retribuite alla serie storica, utilizzando le informazioni sulle giornate anche per quei settori attualmente esclusi in quanto, correggendo anche per altri effetti oltre alla c.i.g. si sarebbe introdotta una discontinuità in serie storica. In alternativa, andrebbero valutati i margini di miglioramento della stima congiunturale macro di questi ultimi settori che si potrebbe ottenere sfruttando maggiormente le informazioni micro sulle ore di c.i.g. autorizzate fornite dall'Inps trimestralmente. Considerando che la loro fornitura è ormai divenuta regolare e che presentano informazioni sostanzialmente allineate a quelle macro pubblicate sul web dall'Inps, pur essendo affette dagli stessi limiti di queste ultime, tali informazioni a livello micro potrebbero essere sfruttate per le sole imprese non appartenenti alla rilevazione GI, le quali invece potrebbero essere distinte per essere stimate più correttamente con i micro dati d'indagine. In ogni caso, prediligere una correzione a livello micro presenta l'indubbio vantaggio di assicurare una maggiore coerenza tra micro e macro dati.

5. Conclusioni

L'impatto che la recente crisi economica ha avuto sulla produzione degli indicatori retributivi Oros ha messo in evidenza vari limiti delle fonti amministrative per l'utilizzo a scopi statistici congiunturali. Preservare la qualità degli indicatori prodotti in questa situazione di eccezionale ricorso alla cassa integrazione guadagni ha rappresentato una vera sfida per la statistica ufficiale. La produzione di indicatori congiunturali implica il dover

affrontare immediatamente problemi di questo tipo trovando soluzioni in breve tempo, per non mettere a rischio la tempestività dei dati (Simkins et al. 2010).

Questo lavoro dimostra che le fonti amministrative attualmente disponibili tendono a cogliere appieno un fenomeno come la cassa integrazione solo con un certo sfasamento temporale che può essere troppo lungo per gli scopi congiunturali. Affrontare questi problemi ha permesso di introdurre delle soluzioni innovative, rivedendo alcune scelte del passato anche grazie a una maggiore disponibilità di dati per la stima congiunturale, attraverso uno sfruttamento più intensivo delle informazioni disponibili nella fonte amministrativa (DM10) su cui si basa la rilevazione Oros, garantendo così anche un elevato grado di coerenza interna.

È stato proprio questo sfruttamento più intensivo delle fonti amministrative attualmente disponibili ad offrire la soluzione per garantire in tempi rapidi la qualità delle statistiche congiunturali sulle retribuzioni; soluzione possibile grazie a una stretta collaborazione con l'Inps, oltre che con tutte le altre indagini dell'Istat i cui dati vengono integrati con quelli amministrativi. È opportuno, comunque, sottolineare che la necessità di integrare i dati del DM10 con ulteriori fonti amministrative a livello micro per identificare le imprese che usufruiscono della c.i.g. non può che aumentare la dipendenza del processo di produzione degli indicatori Oros dalle forniture dell'ente proprietario dei dati.

In futuro, un salto qualitativo notevole potrebbe essere possibile grazie al recente cambiamento della situazione informativa legato al passaggio alla nuova dichiarazione UniEmens e grazie alla quale dovrebbero essere tempestivamente disponibili i dati a livello di singolo lavoratore sulle ore di cassa integrazione effettivamente utilizzate in ciascun mese di competenza (anche se non ancora autorizzate). Tuttavia, le imprese hanno l'obbligo di inserire tali informazioni nella nuova dichiarazione contributiva soltanto dal mese di maggio 2011 e l'effettivo adeguamento a queste nuove regole amministrative andrà attentamente verificato nei dati.

Nel frattempo, dunque, non si potrà fare a meno di utilizzare la metodologia di stima degli indicatori al netto della c.i.g. sviluppata per far fronte tempestivamente all'impatto di tale ammortizzatore sociale dal quarto trimestre 2008. Tale metodologia presenta senz'altro dei margini di miglioramento che è stato possibile individuare gradualmente, affinando la capacità interpretativa del modo in cui i dati amministrativi colgono il fenomeno della c.i.g. (cfr. par. 4).

In prospettiva futura, si potrebbe tentare di uniformare la metodologia per tutti i settori di attività economica, ma l'applicazione di metodi diversi a seconda del periodo di riferimento delle stime sarebbe inevitabile: il metodo macro dal primo trimestre 2000 al terzo 2008; il metodo micro basato sulle giornate di fonte DM10 dal quarto trimestre 2008 al secondo 2011; un nuovo metodo micro basato sui dati individuali del lavoratore tratti dalla fonte Uniemens dal terzo trimestre 2011 in avanti. Ancora una volta, l'integrazione di più fonti amministrative rappresenta la soluzione che, per la sottopopolazione delle PMI, può consentire di cogliere tempestivamente e correttamente un fenomeno complesso come il ricorso alla c.i.g. che ha effetti significativi sulle statistiche economiche congiunturali.

Riferimenti bibliografici

- Baldassarini A., Birardi D. e M.G. Piras. 2006. *Misure e indicatori dell'input di lavoro trimestrale*. Paper presentato al convegno Istat "La revisione generale dei conti nazionali 2005", Roma, 21-22 Giugno 2006.
www3.istat.it/istat/eventi/2006/continazionali/baldassarini.pdf
- Baldi C. e F. Rapiti. 1999. *Wages and employment official statistics using INPS data: a preliminary proposal and some methodological and quality problems*. Contributi, 16. Roma: Istat.
- Baldi C., E. Cimino, F. Rapiti, P. Minicucci, R. Succi e D. Tuzi. 2001. *L'utilizzo dei dati INPS per la stima trimestrale del numero dei dipendenti, le retribuzioni, il costo del lavoro e le ore lavorate*. Documenti, 14. Roma: Istat.
- Baldi C., P.D. Falorsi, A. Pallara, R. Succi e A. Russo. 2001. A method for short-term estimation of labour input using current preliminary data from administrative sources having coverage errors. *Proceedings of Statistics Canada Symposium 2001*.
- Baldi, C., F. Ceccato, E. Cimino, M.C. Congia, S. Pacini, F. Rapiti e D. Tuzi. 2004. Use of Administrative Data to produce Short Term Statistics on Employment, Wages and Labour Cost. *Essays*, 15, 497-519. Roma: Istat.
- Baldi, C., F. Ceccato, S. Pacini e D. Tuzi. 2006. Stima congiunturale dell'occupazione con l'utilizzo di fonti amministrative: metodologia, risultati e prospettive della Rilevazione Oros. *Rivista di Statistica Ufficiale*, 3, 51-77. Roma: Istat.
- Baldi, C., F. Ceccato, E. Cimino, M.C. Congia, S. Pacini, F. Rapiti, D. Tuzi. 2008. *Il controllo e la correzione in una indagine congiunturale basata su dati amministrativi. Il caso della rilevazione Oros*. Contributi, 13. Roma: Istat.
- Ciammola, A., F. Ceccato, M.C. Congia, S. Pacini, F. Rapiti e D. Tuzi. 2009. *The Italian Labour Cost Index (LCI): Sources and Methods*. Contributi, 8. Roma: Istat.
- Cipolletta, I. 1992. *Congiuntura economica e previsione. Teoria e pratica dell'analisi congiunturale*. Il Mulino, Bologna.
- Congia, M.C. e S. Pacini. 2010. *Prime evidenze dai microdati INPS sulle ore di cassa integrazione guadagni*. Nota tecnica. Roma: Istat.
- Hijzen, A. e D. Venn. 2011. The Role of Short-Time Work Schemes during the 2008-09 Recession. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 115. OECD Publishing. doi: 10.1787/5kgkd0bbwvxp-en
- Inps. 2011. *Cassa Integrazione Guadagni. Ore autorizzate per trattamenti di integrazione salariale. Focus agosto 2011*, disponibile all'indirizzo web
<http://www.inps.it/webidentity/banchedatistatistiche/menu/cig/main1.html>
- Istat. 2006. *Rilevazione mensile sull'occupazione, gli orari di lavoro e le retribuzioni nelle grandi imprese*. Metodi e norme, 29. Roma: Istat.
- Rapiti, F., F. Ceccato, M.C. Congia, S. Pacini e D. Tuzi. 2010. *What have we learned in almost 10-years experience in dealing with administrative data for short term employment and wages indicators?*. Paper presentato al Eurostat-Istat-Ine ESSnet Seminar "Using Administrative Data in the Production of Business Statistics - Member States Experiences", Rome, 18-19 March 2010.

Wallgren, A. e B. Wallgren. 2007. *Register-based Statistics. Administrative Data for Statistical Purposes*. West Sussex: Wiley.

Simkins, A., P. Smith e M. Brand. 2010. Financial crisis and recession: how ONS has addressed the statistical and analytical challenges. *Economic & Labour Market Review*, Vol. 4, 1: 30-37. Newport: Office for National Statistics.

Professionalità statistica: riconoscere la qualità

Luigi Pieri¹

Sommario

Il proliferare delle fonti di dati e i profondi cambiamenti organizzativi e tecnologici nella produzione di statistiche, richiedono un forte investimento in professionalità per garantire la qualità del prodotto. Nell'industria e nei servizi nonostante le competenze statistiche siano sempre più richieste, la figura dello statistico è spesso misconosciuta e sottovalutata. La promozione di una forma di accreditamento presso una comunità di pari, può rappresentare un importante contributo per il riconoscimento pubblico della professionalità statistica.

Parole chiave: professionalità statistica, accreditamento.

Abstract

The organizational and technological changes in producing national statistics require heavy investments in statistical training and education of all the people involved. In manufacturing and tertiary sectors statistical skills are greatly requested. Notwithstanding the foregoing, the image of the statistician is still unrecognised and his capabilities are often disregarded and undervalued. The need for acknowledgment of such a competence is widespread not only in the field of official statistics but also in the industrial sector. Promoting a form of accreditation by a community of "peers" may therefore represent an important contribution to enhance the image of statisticians as professionals.

Keywords: statistical competence, accreditation.

¹ Tesoriere della Società Italiana di Statistica, e-mail: L.pieri@libero.it.

L'articolo pubblicato impegna esclusivamente l'autore, le opinioni espresse non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat.

1. Nuovi orientamenti nella produzione di statistiche

La produzione di statistiche pubbliche attendibili è essenziale per la diffusione di una conoscenza condivisa dei principali aspetti che caratterizzano la vita civile e costituisce uno strumento indispensabile per i decisori istituzionali per orientare le scelte politiche.

I cambiamenti organizzativi e tecnologici nei processi di produzione di statistiche pubbliche richiedono un forte investimento nella *formazione* non solo dello “statistico ufficiale” ma di tutte quelle figure che contribuiscono alla produzione dell’informazione statistica: dalla raccolta del microdato, all’organizzazione degli archivi alla produzione e diffusione delle statistiche. Istituzioni e aziende producono dati che sempre più di frequente vengono resi disponibili come “open data”, pubblicati in rete in forma riutilizzabile, con la possibilità legale di condivisione e sviluppo di applicativi per generare nuova informazione (Dello Iacovo, 2011).

L’uso degli archivi amministrativi a fini statistici è fortemente incentivato, soprattutto per la economicità e tempestività del processo di raccolta dei dati. Il ricorso a queste fonti, sempre più massiccio e diffuso grazie anche al rapido sviluppo delle tecnologie informatiche e telematiche necessarie per la raccolta e il controllo dei dati, prevede che gli archivi siano organizzati fin dalla loro costituzione secondo criteri e modalità che rendano i dati raccolti per fini operativi, immediatamente fruibili per la produzione in tempi rapidi di statistiche coerenti e attendibili. Questa importante innovazione richiede livelli elevati di professionalità per assicurare coerenza e affidabilità fin dall’inizio del processo.

E’ allora importante intensificare il processo di diffusione della cultura statistica che da un lato aumenti la sensibilità del pubblico per l’informazione e dall’altro trasformi “gli statistici da *produttori di informazione* a *generatori di conoscenza*” (Giovannini, 2010).

In un contesto di ampia diffusione delle statistiche e di condivisione della conoscenza per una gamma di esigenze molto diversificata, appare evidente che il processo di produzione della conoscenza deve essere condotto da soggetti dotati di requisiti professionali adeguati, non solo da un punto di vista metodologico ma anche sotto il profilo etico. Se la preparazione tecnica sembra un *asset* ovvio, la presenza di un comportamento etico da parte di chi produce valore aggiunto nella produzione di conoscenza appare altrettanto necessario. Un comportamento etico nella produzione delle statistiche pubbliche è essenziale per garantire la correttezza delle informazioni fornite per decisioni politiche ed economiche e per evitare possibili azioni dannose verso comunità e minoranze (Seltzer, 2001). La definizione del profilo e delle responsabilità dello statistico diviene allora un aspetto di grande rilievo nella qualificazione del processo elaborazione, produzione e diffusione di dati statistici.

Per quanto riguarda i produttori di statistiche “ufficiali” (Sistan), l’attenzione al rispetto di standards qualitativi condivisi, anche a livello internazionale, è molto forte. Resta al momento aperto il problema della qualità delle statistiche prodotte da soggetti non appartenenti al Sistan che coprono tematiche e situazioni di rilevante interesse e importanza. L’adozione di standards qualitativi e di regole anche in questa area a tutela degli utilizzatori dell’informazione statistica è naturalmente fondamentale. Infatti, mentre per gli enti Sistan e per i produttori di sondaggi esistono degli organi di controllo (Commissione di garanzia per l’informazione statistica e Agcom), “*gli altri possono fare quello che vogliono, senza alcun controllo, se non quello esercitato dall’opinione pubblica*” (Giovannini, 2012).

Un contributo importante per evitare “un cattivo uso” può venire da una maggiore diffusione in profondità e estensione della cultura statistica.

2. Professionalità e responsabilità dello statistico

La figura del referente statistico introdotta con il Sistan ha avuto l'effetto positivo di indurre gli enti del sistema a nominare un responsabile dell'informazione statistica e a rendere pubblico il contatto. Con una certa frequenza tuttavia si è dovuto constatare che un ruolo così importante per la formazione del dato nazionale è stato ricoperto da soggetti non sempre forniti della necessaria professionalità. Questo è accaduto spesso, a causa della scarsa importanza attribuita all'informazione statistica nella P.A.

D'altra parte il possesso di una laurea specifica è condizione (quasi) necessaria ma non sufficiente per valutare le competenze in materia. Molti laureati in statistica (o in altra disciplina con un curriculum fortemente caratterizzato da materie statistiche) si occupano per anni di tutt'altro, salvo poi “riesumare” il loro titolo per concorrere alla copertura di un ruolo nella P.A.

In aggiunta agli addetti alla produzione di statistiche, si deve considerare la situazione di coloro che lavorano nell'industria e nei servizi con mansioni tipiche della statistica applicata, dal controllo di qualità all'analisi e interpretazione di dati alla stesura di report statistici. Da una recente indagine (Martini, 2011) risulta che una quota elevata dei laureati in statistica che lavorano, dichiara di utilizzare in modo soddisfacente le competenze acquisite e di metterle in campo a supporto dei processi gestionali e decisionali. Le competenze trasversali degli statistici fanno sì che coloro che hanno una buona preparazione in questa disciplina trovino facilmente lavoro in diverse aree delle attività produttive e dei servizi. Tuttavia l'immagine dello statistico non è chiaramente percepito dal mondo del lavoro che spesso ne sottovaluta le competenze e la preparazione specifica.

Allo stato attuale chiunque si occupi di raccolta, elaborazione e presentazione di dati può essere visto come uno “statistico”, anche in assenza di una laurea e una preparazione adeguata. Sostituire però una solida preparazione con una volenterosa pratica può portare a risultati imprecisi e talora del tutto errati (Fisher, 2008). L'esigenza di un riconoscimento delle capacità e dell'aggiornamento professionale nel tempo assume quindi una valenza significativa.

3. L'accreditamento delle competenze

Il riconoscimento pubblico delle proprie capacità è una esigenza molto avvertita nelle società civili. Nel racconto *La patente* di Pirandello il povero Chiàrcaro ricorre al tribunale perché gli vengano riconosciute *pubblicamente* le sue capacità ...iettorie.

L'interesse per la valutazione delle competenze professionali dello statistico emerge dal dibattito e dalle iniziative adottate nel mondo da diversi anni. L'esigenza di una figura la cui professionalità sia accertata è diffusa non solo nella produzione di statistiche ufficiali ma anche nel settore industriale (Hutchinson, 2010).

Per raggiungere questo scopo una delle iniziative prevalenti è la promozione di una forma di accreditamento volontario delle capacità professionali presso una comunità di “pari”.

La scelta di ricorrere ad una forma di accertamento oggettivo delle capacità professionali attuali deriva da due esigenze simmetriche e complementari:

- a) stimolare il completamento ed il miglioramento della preparazione professionale (soggetto);
- b) fornire un ulteriore elemento di valutazione a terzi (datore di lavoro, contractor).

3.1 L'accredimento della professionalità statistica all'estero

L'accredimento professionale dello statistico è già una realtà in molti Paesi. L'obiettivo è rafforzare la figura professionale, fissando degli standards condivisi da una platea di *peer*. Iniziative di questo tipo sono state già realizzate in diversi paesi europei, in Australia, Canada e più di recente, negli USA. Proposte di istituzione di un programma di accreditamento della professionalità statistica sono in discussione anche in alcuni Paesi del medio oriente (Bahrain, 2011).

Un sondaggio condotto dall'ASA (American Statistical Association) nel 2009 tra i propri soci ha rilevato gli aspetti principali che si vorrebbero riconosciuti da una platea di pari. Una sintesi dei risultati è stata riportata su AmstatNews, (June, 2010):

- Esperienza e professionalità nell'applicazione di metodi statistici;
- Formazione e mantenimento di un adeguato aggiornamento professionale;
- Adozione di standard etici condivisi;
- Adeguate capacità di comunicazione dei risultati ottenuti.

L'accredimento individuale è dunque visto come un mezzo per dare maggiore visibilità alle proprie competenze e capacità ed è maggiormente apprezzato dagli statistici di professione (non accademici). Essere accreditati costituisce un valore aggiunto per la propria attività lavorativa ma non è un requisito indispensabile.

3.2 Come avviene l'accredimento

In tutte le esperienze esaminate l'accredimento è volontario e la procedura si attiva su espressa richiesta dell'interessato. Nessuno (p.es. il datore di lavoro) può chiedere l'accredimento di un terzo. La procedura non prevede esami ma si basa sulla valutazione della documentazione prodotta dal candidato, riguardante la formazione, le esperienze lavorative e l'aggiornamento professionale. Una caratteristica peculiare dell'accredimento è rappresentato dal fatto che il riconoscimento formale delle competenze non avviene "una tantum" (come ad esempio l'abilitazione professionale) ma deve essere rinnovato periodicamente (ogni 3- 5 anni) per garantire la presenza nel tempo dei requisiti previsti.

Di fatto l'adesione a un programma di accreditamento costituisce uno stimolo per una formazione continua responsabile.

3.3 Chi è che accredita

L'accredimento viene fornito in genere dalle associazioni di statistici più rilevanti del Paese (Royal Statistical Society, Statistical Society of Canada, ecc.), in virtù della loro autorevolezza. La procedura è relativamente semplice e rapida: il candidato fornisce la documentazione richiesta (titolo di studio, ultimi lavori svolti, programmi di aggiornamento seguiti, ecc.) e nel giro di poche settimane viene data una risposta positiva

o negativa. In questo ultimo caso vengono fornite indicazioni per sanare i punti che hanno determinato il rifiuto.

Tavola.1 - Principali caratteristiche e tipologia di accreditamento di alcune associazioni statistiche

	Statistical Society of Canada	Royal Statistical Society	Statistical Society of Australia
Numero di associati	800	7.200	693
Attività nell'accreditamento (anni)	5	15	11
Tipologia di accreditamento	PStat (Professional Statistician) AStat (Accredited Statistician)	CStat (Chartered Statistician) GradStat (Graduate Statistician)	AStat (Associate Statistician) GStat (Graduate Statistician)
% di associati con accreditamento	15 %	25%	23%

Fonte: AmstatNews,2008

Le associazioni esaminate, oltre all'accREDITAMENTO basato sulla preparazione e sulle esperienze professionali maturate dal candidato, prevedono una forma di riconoscimento per i neolaureati con un curriculum universitario di rilievo, come stimolo alla crescita culturale e professionale nel campo della statistica.

Come si vede dalla tabella qui sopra, la quota di associati che hanno chiesto e ottenuto l'accREDITAMENTO è contenuta ma significativa. Le procedure di accREDITAMENTO prese in esame presentano aspetti positivi e negativi che possono essere così sintetizzati:

- **Pro:**
 - Validazione periodica della formazione e dell'esperienza professionale;
 - Funzione di selezione verso i *curricula* meno brillanti;
 - Incentivazione dei comportamenti virtuosi.
- **Contro:**
 - Assenza di un riconoscimento ufficiale;
 - Presenza di un costo.

Sotto il profilo della crescita culturale i vantaggi sembrano decisamente più rilevanti.

4. Le prospettive in Italia

La professione dello statistico nel nostro Paese non appartiene all'area delle professioni storicamente codificate e regolate per legge. Inoltre, l'attività dello statistico è largamente misconosciuta dal grande pubblico, presenta contorni sfocati e spesso si pensa che sia circoscritta alla realizzazione di sondaggi o allo svolgimento dei censimenti. In una indagine condotta dalla Facoltà di Statistica di Milano - Bicocca (Mariani,2006), il 50 % circa del campione intervistato dichiara di non avere un'idea, anche vaga, degli obiettivi della statistica e il 35 % circa ignora che tipo di attività svolga uno statistico sul posto di lavoro. Questo genera una forma di incertezza nel mondo del lavoro nell'individuare e valorizzare le competenze statistiche. Un contributo per il superamento di questa situazione

può venire dalla istituzione di un programma di accreditamento della professionalità statistica, così come avviene in altri Paesi, per formare una lista di persone che, a giudizio di una struttura autorevole, posseggono i requisiti e le competenze necessarie. Questo consentirebbe una maggiore visibilità a coloro che operano nel settore della statistica applicata, l'incentivazione di comportamenti virtuosi e una maggiore conoscenza dell'attività dello statista presso il pubblico. La normativa vigente (D. Lgs 206/2007 e il DM 28/04/2008) che ha recepito una direttiva comunitaria, permette e favorisce la formazione di albi relativi a professioni che, in Italia, non sono soggette all'iscrizione obbligatoria a ordini professionali. Un ruolo importante può essere svolto dalla Società Italiana di Statistica che possiede i requisiti di legge e il prestigio per varare un programma di accreditamento della professionalità statistica, sul modello di analoghe associazioni in altri Paesi. L'istituzione di un programma di accreditamento potrebbe utilmente affiancare altre iniziative come l'introduzione delle "Linee guida per la qualità dei processi statistici" e la istituzione della Scuola Superiore di Statistica ed Analisi Sociali ed Economiche da parte dell'Istat, per contribuire alla crescita della cultura statistica nell'opinione pubblica italiana e al controllo di *cattive pratiche*.

L'esigenza di una "certificazione" della professionalità statistica è diffusa non solo nell'ambito della produzione delle statistiche ufficiali (enti Sistan) e pubbliche, ma anche nel settore dell'applicazione professionale dei metodi statistici, dove la presenza di personale qualificato è sempre più richiesta.

La scelta di sottoporre volontariamente la propria preparazione alla valutazione di una platea di pari appare un modo accettabile, condiviso e realizzabile di rispondere alla richiesta di attori pubblicamente qualificati che proviene da più parti della società.

L'adozione di un programma di accreditamento volontario da parte di un organismo qualificato e autorevole può rispondere almeno parzialmente a questa esigenza. In Italia l'adozione di una forma di accreditamento sul modello anglosassone, potrebbe contribuire a sanare molte carenze di professionalità statistica, soprattutto nei ruoli della P.A.

L'accREDITAMENTO professionale su basi volontarie non rappresenta certo *la* soluzione ma costituisce un valido contributo per la promozione della cultura statistica necessaria a diversi livelli istituzionali e imprenditoriali.

Riferimenti bibliografici

- Bahrain, Kingdom of, 2011 *Accreditation of statistical professionals to improve professional competence in OIC member states. A proposal.*, First Session of the OIC Statistical Commission, Istanbul.
http://www.sesric.org/imgs/news/image/524-Bahrain_Accreditation-of-Statistical%20Professionals.pdf
- Dello Iacovo L., 2011, *Informazioni in vetrina*, *Ilsole24ore*, 7 Agosto.
- Fisher N. 2004, *Figures fool when fools figure*, *Australian Science Magazine*, April (anche in *Amstat news*, 2008, March).
- Giovannini E., 2010, *Statistica 2.0 The next level*, X Conferenza Nazionale di Statistica, Roma.
- Giovannini E., 2012, *Difendersi dalla statistica spettacolo*, *Corriere della sera*, 3 aprile.
- Hutchinson K. 2010, *Accreditation of Professional Statisticians: Current perspective and Challenges*- Paper PD07 www.phuse.eu.
- Kettenring J. et al., 2009, *Report to the ASA Board of Directors by the Individual Accreditation Proposal Review Group*, American Statistical Association.
- Mariani P., 2006, *Statistiche e lavoro. Indagine sui profili professionali dei laureati in scienze statistiche*, Università degli Studi di Milano - Bicocca.
http://www.statistica.unimib.it/joomla/index.php?option=com_content&view=article&id=401&Itemid=535
- Martini M.C., 2011, *Competenze, qualità del lavoro e soddisfazione dei laureati in statistica*, in Boccuzzo G. e Martini M.C. (a cura di). *Il profilo professionale dello statista: ruoli, competenze e prospettive*, CLEUP.
- Presidenza del Consiglio dei Ministri, 2012, *Relazione al Parlamento sull'attività dell'Istat e degli uffici del Sistema Statistico Nazionale - Anno 2011*.
http://www.sistan.it/psn/arp/Relazione_Parlamento_2011.pdf
- Seltzer W., 2001, *U.S. Federal Statistics and Statistical Ethics: The Role of the American Statistical Association's Ethical Guidelines for Statistical Practice*, Washington Statistical Society Meeting, 5th feb 2001.

Indagine sulle imprese agevolate con i Contratti di Programma: un esercizio di applicazione del metodo controfattuale¹

Maria Rita Pierleoni²

Sommario

Il lavoro si concentra sul tema della valutazione di efficacia delle politiche seguendo un approccio di tipo multidimensionale alla misurazione del loro successo. In particolare, si propone, l'applicazione del metodo controfattuale e di un'analisi di efficienza basata su tecniche econometriche. L'attenzione è posta su uno specifico strumento di incentivazione alle imprese - quello dei Contratti di Programma (CdP) - che è, ancora oggi, poco esplorato dal punto di vista della sua efficacia come misura di sostegno alle imprese. Disponendo delle informazioni sulle imprese beneficiarie degli aiuti contenute nella banca dati "Monitoraggio CdP", è stato possibile individuare un campione controfattuale di imprese simili, non beneficiarie dei contributi. La banca dati complessiva costruita con le informazioni sulle imprese trattate e non, è stata quindi utilizzata per la valutazione dell'effetto prodotto dalla politica di aiuto, attraverso l'applicazione di una particolare tecnica econometrica, quella della regressione multipla con dati panel. Inoltre, si è realizzata un'analisi di efficienza, con l'approccio delle frontiere stocastiche, al fine di testare empiricamente se e come la politica di aiuto abbia impattato sull'efficienza produttiva delle imprese esaminate. I risultati raggiunti, da considerarsi con cautela data la tipologia dei dati disponibili, indicano che la politica di aiuto ha complessivamente esercitato effetti positivi sull'attività economica delle imprese che ne hanno beneficiato (soprattutto per quelle localizzate nel Centro Nord). Inoltre le imprese trattate sono anche più efficienti rispetto a quelle non trattate.

Parole chiave: Aiuti alle imprese, efficacia delle politiche pubbliche, approccio controfattuale, analisi di efficienza delle imprese.

Abstract

The work focuses on the evaluation of the effectiveness of policies following a multidimensional approach to measuring their success. In particular, both the application of the counterfactual method and an efficiency analysis based on econometric techniques are proposed. The focus is on a specific policy devoted to support enterprises, the so called

¹ L'autore ringrazia i colleghi del Ministero dello Sviluppo Economico: Ing. Gerardo Baione, Dott.ssa Marielda Caiazzo e Ing. Silvia Grandi. L'articolo pubblicato impegna esclusivamente l'autore, le opinioni espresse non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat.

² Presidenza del Consiglio dei Ministri – Struttura di Missione per la Spending Review, e-mail: mr.pierleoni@palazochigi.it.

Contratti di Programma (CdP). The Contratti di Programma, established by Law n. 64 of 1986, involve the use of many public resources to support the feasibility of large investment projects proposed by big companies. This policy is still little explored in terms of its effectiveness as a measure to support enterprises. Thanks to the information about the recipients of aid contained in the database "Monitoring CdP", a counterfactual sample of similar enterprises not receiving public aid was identified. The database, with information on economically supported and not economically supported enterprises, was then used to evaluate the effect produced by the aid policy, through the application of an econometric technique, defined multiple regression with panel data. Additionally, utilising the stochastic frontier approach, an efficiency analysis was proposed, in order to test empirically whether and how aid policy has impacted on productive efficiency of the enterprises examined. The results obtained, that should be considered with caution given the type of data available, indicate that the aid policy has had a positive effect on enterprise economic activity (especially for enterprises located in the Centre-North). Moreover enterprises receiving public aid are more efficient than those which are not economically supported.

Keywords: Aid to enterprises, effectiveness of public policies, counterfactual approach, efficiency analysis of enterprises.

1. La valutazione delle politiche pubbliche di incentivazione alle imprese

In Italia esiste una lunga tradizione di politiche pubbliche di incentivazione alle imprese, promosse per l'obiettivo di favorire lo sviluppo economico di alcune aree sottoutilizzate del Paese. Solo nell'ultimo decennio il tema della valutazione di impatto di queste politiche è stato al centro del dibattito scientifico e politico. Capire se una misura di aiuto alle imprese ha avuto successo, e quindi è stata efficace rispetto agli obiettivi prefissati, è una questione articolata che dovrebbe essere presa in considerazione quando si implementano nuove politiche industriali. Inoltre, dato che le risorse pubbliche disponibili si sono notevolmente ridotte assume maggiore rilevanza sapere se il denaro è stato ben speso distinguendo, mediante l'utilizzo di adeguati strumenti di valutazione, le politiche di successo da quelle fallimentari, con l'obiettivo di non ripetere gli stessi errori (Martini e Trivellato 2011). Sisti 2007 dà una definizione del successo di una politica di aiuto alle imprese, individuando sette dimensioni dello stesso ed offrendo uno sguardo d'insieme sul tema. Il successo può, quindi, riguardare:

1. l'accessibilità al contributo da parte delle imprese;
2. l'accoglienza o il gradimento dell'intervento da parte dei potenziali beneficiari;
3. l'adeguatezza nella scelta delle imprese beneficiarie;
4. la corretta realizzazione dei progetti;
5. l'addizionalità, cioè la capacità dell'intervento di incentivare progetti che non sarebbero stati attivati altrimenti;
6. gli effetti diretti sui beneficiari, cioè la capacità dei progetti finanziati di incidere in modo positivo su aspetti rilevanti delle performance delle imprese;
7. l'impatto complessivo sul sistema economico e sulla comunità.

Ciò premesso, l'approccio controfattuale per la valutazione di efficacia delle politiche assume un ruolo importante, perché poggia su una vasta letteratura economica ed econometrica che consente di ottenere risultati robusti e attendibili, sul successo o fallimento delle misure avviate. In Italia solo a partire dal 2000 gli studi proposti sulla valutazione di impatto delle politiche di aiuto alle imprese hanno applicato o tentato di applicare la logica controfattuale. In particolare, la maggior parte di questi studi riguarda l'analisi degli effetti della legge 488 del 1992.

In un lavoro del 2008, Guelfi ed Ercoli redigono una rassegna dei principali studi di valutazione di impatto delle politiche di incentivazione delle imprese. L'articolo è molto interessante perché non solo descrive accuratamente gli studi esistenti ma fornisce anche dei giudizi di sintesi complessivi - in un'ottica multidimensionale del successo delle politiche - che spingono a delle riflessioni. Il lavoro esamina 34 studi di valutazione (solo 3 antecedenti all'anno 2000) e gli strumenti di incentivazione analizzati sono: 1) la legge 488/1992 (14 studi in rassegna); 2) la legge 44/1986 per l'imprenditoria giovanile, 3) i Fondi strutturali europei, 4) gli incentivi per la ricerca applicata e 5) i crediti d'imposta per le nuove assunzioni a tempo indeterminato e per gli investimenti (legge n. 388 del 2000) (11 studi in rassegna).

I due autori osservano che nella maggioranza dei casi queste analisi si pongono come obiettivo la valutazione dell'impatto su un ampio spettro di variabili d'impresa (redditività, produttività, leva finanziaria, etc.), diverse da quelle che ci si attenderebbe essere di maggiore interesse (investimenti, occupazione e ricerca e sviluppo). Un'altra osservazione interessante è che la maggior parte di questi studi è frutto dell'autonoma iniziativa di ricercatori universitari, centri di ricerca ed istituzioni. Ciò evidenzia un modesto interesse delle amministrazioni pubbliche sul tema della valutazione delle politiche e dei metodi applicabili. Ercoli e Guelfi osservano, poi, che l'aderenza piena al paradigma controfattuale è riscontrata in 25 lavori su 34; di questi 25 studi circa la metà si pone l'obiettivo di valutare l'impatto delle politiche sulla crescita dell'occupazione. Inoltre, molti dei lavori riguardanti la legge 488/92, oltre all'effetto occupazionale, ambiscono a misurare le ricadute, in termini di addizionalità sugli investimenti. La valutazione degli effetti sull'innovazione e la ricerca e sviluppo è presente in un numero di studi molto limitato; mentre numerosi sono i contributi relativi ad una molteplicità di indicatori di *performance* d'impresa (produttività, fatturato e redditività). Infine, uno dei principali problemi che emerge dall'analisi di questi lavori è che risulta assente la disponibilità esplicita o desumibile di dati. In altre parole, la maggior parte delle analisi è stata effettuata attraverso l'integrazione di diverse banche dati amministrative non disponibili al pubblico.

Sintetizzando, le conclusioni più importanti raggiunte sulle variabili di interesse considerate negli studi passati in rassegna, sono le seguenti:

1. gli effetti sulla variabile "occupazione" sono generalmente positivi per quanto riguarda la valutazione della legge 488/92 (Adorno, Bernini Pellegrini 2007; Bernini, Centra e Pellegrini, 2006; Bia e Mattei 2007; Carlucci, Centra e Parascandolo 2001; De Castris e Pellegrini 2006; De Castris e Pellegrini 2005; Pellegrini e Carlucci 2004; Pellegrini e Carlucci 2003), mentre non appaiono significativi per gli altri strumenti di incentivo occupazionale esaminati (credito d'imposta per i nuovi assunti, Fondi strutturali europei e corsi di formazione) (Bondonio e Greenbaum 2006; Cipillone e Guelfi 2006; Montanino 1999);

2. per quanto riguarda la variabile “investimenti” non si rilevano risultati univoci di effetti significativi sia per la 488/92 che per le altre misure trattate (credito d'imposta per gli investimenti e leggi regionali in materia) (Bagella, Becchetti e Londono Bedoya 2004; Bronzini e de Blasio 2006; Bronzini, de Blasio, Pellegrini e Scognamiglio 2007; Capuano, Fanelli e Pellegrini 2002; Gabriele, Zamarin e Zaninotto 2007);
3. gli incentivi alla “ricerca e sviluppo” non sembrano aver prodotto effetti addizionali (Danielis 2006; Merito, Giannangeli e Bonaccorsi 2007).

Alla luce di questo breve quadro ricognitivo sui principali studi dedicati alla valutazione di efficacia delle politiche di incentivazione alle imprese in Italia, il presente lavoro per lo strumento di aiuto esaminato, quello dei Contratti di Programma, e per gli obiettivi di valutazione che persegue può definirsi pionieristico. In particolare, lo studio si concentra sulla valutazione dell'efficacia dello strumento dei CdP con l'utilizzo del paradigma controfattuale,³ ed analizza inoltre, mediante l'applicazione di opportuni metodi econometrici, gli eventuali effetti che questa politica ha prodotto sull'efficienza produttiva delle imprese esaminate. In altre parole, nel lavoro si propone un'analisi di intervento pubblico⁴, cercando in particolare di rispondere alla domanda sugli esiti del programma ossia se questo ha avuto/sta avendo gli effetti sperati ed alla domanda sulla qualità della scelta effettuata, ossia se il programma è destinato ad iniziative meritevoli. Al fine di rispondere alla domanda sugli esiti si è utilizzato l'approccio controfattuale; mentre per la seconda domanda si è applicata un'analisi di efficienza basata su metodi econometrici.

I Contratti di Programma, definiti dall'articolo 2, comma 203, lettera e), della Legge 23 dicembre 1996 n. 662, costituiscono un importante strumento di sostegno pubblico alle imprese attraverso una formula che prevede un rapporto di tipo contrattuale tra amministrazione pubblica e soggetti privati che si propongono di realizzare grandi progetti di investimento. Si tratta di una logica, quella negoziale - sperimentata per la prima volta in Italia proprio con questo strumento - il cui obiettivo è stato quello di offrire un canale privilegiato di aiuti per attrarre nelle aree depresse del Paese, e nel Mezzogiorno in particolare, rilevanti programmi di investimento. Introdotti con la legge 64/1986, i Contratti di Programma hanno subito nel corso del tempo varie modifiche: la delibera CIPE 25 febbraio 1994, n. 10, integra la disciplina dei Contratti di Programma, allargando il campo di operatività dello strumento, sia da un punto di vista territoriale (oltre che alle aree

³ Nella rassegna di studi sulla valutazione di impatto delle politiche di incentivazione alle imprese elaborata da Ercoli e Guelfi, vi sono due lavori dedicati allo strumento dei Contratti di Programma: Capuano, Fanelli e Pellegrini 2002 e De Castris e Pellegrini 2005. Il primo lavoro studia l'impatto delle principali azioni di policy territoriali in Italia (politiche di contesto e incentivi) su variabili rilevanti dell'economia regionale, analizzando variabili di contabilità nazionale a livello regionale. Le conclusioni raggiunte sono che sia le politiche di contesto sia quelle di incentivazione hanno un effetto positivo e duraturo sulla crescita regionale anche se non particolarmente elevato; inoltre le politiche di incentivo hanno un ruolo a condizione che integrino quelle di contesto. Il secondo studio valuta l'impatto simultaneo dei Contratti di Programma e della Legge 488/92 nel caso in cui insistano sullo stesso territorio, verificando il grado di complementarità e sostituzione tra le due misure di aiuto alle imprese. Le conclusioni raggiunte sono che l'impatto di entrambi gli strumenti appare positivo; inoltre le iterazioni fra le due politiche appaiono positive, pur non essendo elevate, suggerendo un legame di complementarità. Entrambi i lavori analizzano lo strumento dei Contratti di Programma in termini comparativi, valutando la sua maggiore o minore efficacia rispetto ad altre politiche di incentivazione (nel caso specifico la legge 488/92) o a politiche di contesto (spesa pubblica in infrastrutture). Il focus non è, dunque, quello della verifica esclusiva dell'efficacia dello strumento tout court, ma un confronto di efficacia fra politiche.

⁴ Per approfondimenti sui metodi e approcci esistenti per la valutazione degli interventi pubblici si veda: Marchesi, Tagle e Befani, 2011.

sottoutilizzate del Mezzogiorno sono considerati ammissibili anche i territori in crisi del Centro-Nord), che da un punto di vista dei soggetti che possono beneficiare delle agevolazioni (oltre alle grandi imprese sono eleggibili anche i consorzi di piccole-medie imprese). Con la deliberazione Cipe 127/1998 si è provveduto all'estensione delle agevolazioni dal settore industriale e turistico, anche alle iniziative proposte dalle imprese agricole, della pesca e dell'acquacoltura ed ai relativi consorzi. Con la decisione della Commissione Europea n. SG (2000) D/105754 del 2 agosto 2000, si è inoltre stabilita l'applicabilità del regime di aiuto della Legge 488/92 anche a tutti gli strumenti della Programmazione Negoziata. Successivamente, con l'articolo 8 bis del Decreto Legge 81 del 2007, convertito con modificazioni nella Legge n. 127 del 3 agosto 2007, contenente disposizioni in materia di concessione di incentivi alle imprese, si è avviato un ampio processo di riforma dello strumento. Tale processo si è concluso, per ora, con il Decreto Interministeriale del Ministero dello Sviluppo Economico di concerto con il Ministero dell'Economia e delle Finanze, il Ministero delle Politiche Agricole e Forestali, il Ministero per la Semplificazione Normativa e il Ministero del Turismo, del 24 settembre 2010, con il quale si è peraltro ri-denominato lo strumento dei Contratti di Programma in "Contratti di Sviluppo".

2. L'approccio controfattuale per la valutazione delle politiche

Secondo l'approccio controfattuale si definisce l'*effetto* di una politica "come la differenza tra ciò che osserviamo *dopo* che l'intervento è stato attuato e ciò che avremmo osservato, nello stesso periodo e per gli stessi soggetti, *in assenza di intervento*" (Bondonio 1998). L'*effetto* di una politica è definibile, quindi, come differenza tra un valore osservabile ed uno ipotetico, per sua natura *non osservabile*. Dalla non osservabilità del controfattuale discende come conseguenza logica la non osservabilità dell'effetto. In altre parole, non è possibile considerare contemporaneamente gli stessi soggetti nello status di beneficiari di un intervento ed in quello di non-beneficiari. Nella misura in cui la situazione controfattuale possa essere plausibilmente ricostruita, si può comunque stimare l'effetto come differenza tra la situazione osservata post-intervento e la plausibile ricostruzione della situazione controfattuale. La stima dell'effetto della politica implica l'applicazione di metodi sperimentali e/o non sperimentali.

Il metodo sperimentale sembra essere il migliore in termini di quantificazione dell'impatto, perché si ispira alla sperimentazione clinica, che suppone di suddividere alcuni soggetti con una stessa "patologia" in due gruppi: sperimentale e di controllo. Entrambi i gruppi vengono creati tramite randomizzazione e ad ognuno viene applicato un trattamento stimando alla fine quali siano e se sono stati utili gli effetti di quel trattamento. Con questo metodo la situazione controfattuale viene ricostruita osservando ciò che succede ad un gruppo di controllo composto da soggetti molto simili a quelli esposti all'intervento (questi ultimi sono detti collettivamente gruppo sperimentale). Tale ricostruzione viene ritenuta particolarmente plausibile per l'assenza di differenze di partenza tra i due gruppi: ciò è l'essenza della "superiorità" del metodo sperimentale. La similitudine tra i due gruppi è conseguenza del fatto che sono scelti mediante assegnazione casuale (o randomizzazione). Ciò presuppone che il valutatore sia in grado di manipolare il processo di selezione mediante assegnazione casuale attraverso cui i destinatari potenziali di un intervento pubblico accedono effettivamente alle prestazioni in cui questo intervento consiste.

La necessità di manipolare il processo di selezione mediante assegnazione casuale è al tempo stesso la grande forza e il grande limite del metodo sperimentale (Martini 2006). Forza perché l'assegnazione casuale garantisce che l'unica differenza tra gruppo sperimentale e gruppo di controllo stia nel fatto di essere o meno esposti all'intervento e che, quindi, tutto ciò che succede al gruppo di controllo riproduce plausibilmente ciò che sarebbe successo al gruppo sperimentale se questo non fosse stato esposto all'intervento. La necessità di manipolare il processo di selezione rappresenta anche il grande limite di questo metodo, fondamentalmente per due ragioni:

- a) in molti casi le caratteristiche stesse dell'intervento non consentono tale manipolazione, pena alterarne in modo fondamentale il funzionamento;
- b) l'assegnazione casuale implica il più delle volte negare una prestazione ad alcuni soggetti che hanno il diritto o anche solo l'aspettativa di riceverla; tale esclusione non solo solleva obiezioni di tipo etico, ma soprattutto crea grosse difficoltà nell'ottenere il consenso dei vari attori della politica pubblica.

Quando tale manipolazione sia impossibile o comunque non sia proponibile, ma si desidera quantificare l'effetto di un intervento, occorre ricorrere ad altri metodi per ricostruire la situazione controfattuale, quelli non sperimentali. In questo ambito le strategie per la valutazione degli effetti di un trattamento somministrato ad un particolare campione sono strategie per individuare il controfattuale più credibile, utilizzando le informazioni disponibili (Martini, Co Costabella e Sisti, 2006). La selezione della migliore strategia di individuazione di un campione di controllo presuppone l'individuazione: a) della variabile risultato, ossia la variabile per la quale si vuole misurare l'impatto del programma e che deve essere coerente con gli obiettivi generali dello stesso, e b) del "trattamento", rappresentato da una variabile dicotomica (Si/No) che indica la sua presenza/assenza.

Una volta definite queste variabili, in relazione ai dati disponibili e agli obiettivi del programma, si sceglie la migliore strategia da utilizzare per la selezione del controfattuale che può avvenire alternativamente secondo due diversi criteri:

- a) il disegno con singolo gruppo di confronto dove la stima del controfattuale avviene a partire dai dati rilevati nelle medesime unità trattate in periodi temporali precedenti alla realizzazione dell'intervento. Questo tipo di strategia si applica quando non vi sono dati disponibili sui non trattati ovvero quando la politica è universale (interessa indistintamente tutti ad esempio una politica di aiuti alle imprese applicata su tutto il territorio nazionale);
- b) il disegno con gruppo di confronto dove la stima del controfattuale avviene a partire da dati rilevati nelle unità non trattate.

Con entrambe le strategie di identificazione si incorre, tuttavia, ad un rischio di distorsione delle stime di impatto. In particolare, i due maggiori problemi, generalmente indicati come minacce alla validità della valutazione (Bartik e Bingham 1995) sono causati:

- a) dall'influenza di fattori esogeni al programma da valutare e
- b) dal processo di selezione delle unità territoriali locali dove il programma viene avviato.

Il primo problema, la distorsione derivante dall'omissione di alcune variabili, consiste nel fatto che cambiamenti estranei al programma possono influire sulle unità *target* in modo da fare pensare che il programma abbia funzionato. L'omissione di alcune variabili interessa in misura prevalente le stime d'impatto elaborate nell'ambito della strategia di analisi del disegno con singolo gruppo di confronto sulle stesse unità trattate. La validità di

tali stime dipende, dunque, in modo cruciale dalla capacità di individuare e controllare i fattori esogeni concomitanti alla realizzazione del programma che concorrono a determinare il valore post intervento della variabile risultato.

Il secondo problema, la distorsione da effetto di selezione, è legato al fatto che le unità target del programma possono differire in maniera sistematica da quelle escluse dal programma, ed interessa le stime di impatto elaborate nell'ambito della strategia di analisi del disegno con gruppo di confronto. La validità di tali stime dipende, dunque, dalla capacità di controllare le differenze sistematiche tra il gruppo delle unità target e quello delle unità escluse che influiscono nel determinare il valore della variabile risultato osservato nei due gruppi.

Da questa breve presentazione sui principali aspetti che caratterizzano sia il metodo sperimentale che quello non sperimentale, è possibile affermare che entrambi gli approcci presentano dei limiti di applicabilità più o meno rilevanti. In termini generali, il metodo sperimentale è il migliore ma nella pratica è di difficile applicazione. Anche per il caso oggetto di studio non è stato possibile utilizzare tale metodologia; la scelta quindi è ricaduta nell'ambito del metodo non sperimentale che ricomprende diverse tecniche di valutazione di impatto. Nel paragrafo successivo sarà, quindi, descritta la tecnica utilizzata e le motivazioni che hanno condotto a tale scelta.

3. La tecnica controfattuale scelta per la valutazione dello strumento dei CdP

Nel disegno con gruppo di confronto esistono diversi metodi per l'individuazione del campione di controllo e conseguentemente per la stima dell'effetto della politica, che vengono di seguito brevemente presentati:

- a) metodi basati sull'osservazione di caratteristiche osservabili, che possono differire tra trattati e non, e vengono definite "variabili di controllo" perché influenzano l'andamento della variabile risultato, e quindi il valore che la stessa andrà ad assumere post intervento. Se disponibili, le variabili di controllo sono considerate nelle analisi di valutazioni di impatto ai valori pre intervento. Nell'ambito di questi metodi, le tecniche econometriche e statistiche applicabili sono: 1) i modelli parametrici di regressione multipla con dati *cross section* e *panel*; 2) la stima del *propensity score* come variabile di controllo; 3) gli algoritmi di *propensity score matching* (PSM) basati: a) sul primo disponibile; b) a raggio; c) con reimmissione e d) kernel matching⁵ e 4) estensione del PSM a trattamenti eterogenei e continui.⁶
- b) metodi con ipotesi di selezione su caratteristiche non osservabili, ossia quando non si conoscono tutte le variabili di controllo che possono influenzare l'andamento della variabile risultato. Nell'ambito di questi metodi, le tecniche applicabili sono: 1) la differenza nelle differenze (senza le variabili di controllo); 2) la differenza

⁵ Per approfondimenti metodologici sulle tecniche elencate si veda: Heckman e Ichimura 1998; O'Keefe 2004; Rosebaum e Rubin 1983.

⁶ Questa tecnica è di recente applicazione e si basa sull'idea che il trattamento non assuma valori discreti ma sia considerato come una variabile continua. Per approfondimenti: Hirano e Imbens 2004; Imai e Van Dyck 2004.

nelle differenze con variabili di controllo e formulazione parametrica e 3) la differenza nelle differenze con variabili di controllo a tre stadi.⁷

- c) metodo c.d. confronto attorno al punto di discontinuità, che può essere applicato a programmi/politiche, senza uno specifico obiettivo territoriale, quando le procedure per l'assegnazione del trattamento prevedono: a) una graduatoria delle unità che ne fanno domanda basata su caratteristiche osservabili, b) una specifica soglia di ammissione al trattamento e c) la disponibilità di informazioni su tutte le unità che fanno domanda di ammissione al trattamento. Tale tecnica di selezione del controfattuale è esposta al limite di validità esterna in quanto implica delle caratteristiche omogenee del trattamento (stessa intensità e tipologia) e delle unità trattate (ossia che le condizioni dei trattati al margine del punto di soglia siano rappresentative di tutto l'universo dei trattati). Altro limite riguarda la validità interna, ossia che le unità escluse al trattamento e vicine al punto di soglia possano aver accesso ad altri programmi.⁸

Per il caso oggetto di studio, la scelta del metodo di stima dell'impatto della politica, date le informazioni disponibili, è ricaduta su quello basato sull'osservazione di caratteristiche osservabili, utilizzando un modello parametrico di regressione multipla con dati panel. In questi modelli le variabili esplicative si distinguono in: controllo e trattamento. L'inserimento delle variabili di controllo riduce le eventuali distorsioni nella stima del coefficiente della variabile trattamento che possono dipendere dalle differenze di partenza nelle caratteristiche osservabili e modificabili nel tempo del gruppo di imprese analizzato (trattato e non). Le variabili di controllo, quindi, devono essere misurate prima dell'intervento. Per la variabile di interesse, invece, si devono considerare i valori post trattamento. La variabile trattamento è la variabile esplicativa che consente di individuare, attraverso la stima del coefficiente, il tipo di legame, l'intensità e la significatività del trattamento somministrato sul gruppo delle unità individuato rispetto al campione di controllo. Formalmente i modelli parametrici di regressione multipla con dati panel, sono definiti secondo la seguente equazione:

$$Y_{i,t+r} = \beta_0 + \beta_t T_i + \beta_1 X_{1i,t-r} + \dots + \beta_n X_{ni,t-r} + e_i \quad (1)$$

dove:

- $X_{1i,t-r}$ $X_{ni,t-r}$ sono le variabili di controllo misurate per l'unità i-esima nei periodi antecedenti l'inizio della politica e T_i è la variabile trattamento per l'unità i-esima;
- $Y_{i,t+r}$ è la variabile di interesse per l'unità i-esima misurata dopo il trattamento somministrato.

La scelta di questa tecnica parametrica e non di altre potenzialmente applicabili, come quella della stima del *propensity score matching* o della differenza nelle differenze con variabili di controllo e formulazione parametrica (che rientra nei metodi con ipotesi di selezione su caratteristiche non osservabili), è stata dettata dalla tipologia dei dati disponibili e dalla loro numerosità. In particolare, non avendo a disposizione esclusivamente dati pre trattamento non è stato possibile applicare la tecnica del propensity

⁷ Per approfondimenti metodologici sulle tecniche elencate si veda: Bondonio 1998; Moffit 1991; Bondonio e Greenbaum 2006; Bondonio 2007.

⁸ Per approfondimenti metodologici su tale tecnica si veda: Pellegrini e Carlucci, 2003 e Bronzini e de Blasio 2006.

score che si basa fondamentalmente sull'utilizzo di informazioni pre trattamento. Inoltre la numerosità del campione complessivo, relativo al gruppo trattato e non, non ha permesso di lavorare alle differenze perché la dimensione del panel di dati si sarebbe ulteriormente ridotta inficiando sull'attendibilità dei risultati delle stime. Un altro metodo potenzialmente applicabile sarebbe potuto essere quello del confronto intorno al punto di discontinuità. Tuttavia il meccanismo di selezione dei soggetti beneficiari degli aiuti con lo strumento dei CdP è tipo negoziale e, quindi, non rispetta la condizione prevista dal metodo che è quella della graduatoria. Infine non si è applicato il metodo delle variabili strumentali che prevede una procedura di stima a due stadi, con l'individuazione di un'equazione da selezione, perché non è stato possibile identificare validi strumenti.

Il metodo parametrico della regressione multipla con dati panel, permette, data la disponibilità dei dati e le caratteristiche dello strumento di aiuto, di stimare agevolmente un effetto della politica. Inoltre, questo modello di regressione trova - per il caso oggetto di studio - dei presupposti di teoria economica fondati sul concetto di funzione di produzione, in quanto le informazioni disponibili riguardano l'attività economica delle imprese.⁹ Esistono tuttavia delle debolezze nei risultati ottenuti che si traducono in possibili distorsioni degli stessi (come spiegato nei successivi paragrafi).

Ciò detto, a questo punto della trattazione pare utile aprire una parentesi. La valutazione delle politiche con l'approccio controfattuale prevede una struttura ed una disponibilità dei dati non sempre praticamente possibili. Entrambi gli aspetti dovrebbero essere pensati prima dell'avvio della politica, ossia prima dell'avvio della politica si dovrebbe già conoscere il metodo di valutazione da utilizzare ed i presupposti necessari per un suo impiego attendibile. Di frequente, invece, la scelta del metodo ed in termini più generali la decisione di valutare l'impatto di una politica, avvengono dopo l'attuazione ed il completamento della stessa. I dati disponibili per il valutatore o per chi è interessato a valutare le politiche sono, dunque, da considerare non integrabili o modificabili. Anche per l'elaborazione di questo lavoro, le informazioni a disposizione sono da considerarsi "date e non integrabili". Rilevante è stato quindi lo sforzo compiuto per utilizzare al meglio i dati esistenti.

4. Costruzione e descrizione della banca dati

Dopo aver descritto e motivato la tecnica di valutazione scelta, in questo paragrafo verrà posta l'enfasi sulla banca dati, appositamente costruita ed utilizzata per l'analisi econometrica.

Nell'ambito delle attività di assistenza tecnica alla Direzione Generale per l'Incentivazione delle Attività Imprenditoriali del Ministero dello Sviluppo Economico, l'Istituto per la Promozione Industriale (IPI)¹⁰ ha avviato a partire dal 2006 una specifica indagine finalizzata alla raccolta di dati ed informazioni sullo stato di avanzamento dei singoli programmi di investimento agevolati con lo strumento dei Contratti di Programma, oltre che sulle caratteristiche (finanziarie, patrimoniali, produttive, etc.) delle imprese beneficiarie.¹¹

⁹ Nel paragrafo successivo verrà descritta la banca dati utilizzata.

¹⁰ L'Istituto per la Promozione Industriale, è stato soppresso per effetto dell'art. 7 del decreto legge 31 maggio 2010, n° 78 convertito, con modificazioni, in legge 30 luglio 2010, n° 122.

¹¹ Il presente studio è riferito ai CdP stipulati al 31 dicembre 2007 che non sono stati interessati dalla riforma avviata con l'articolo 8 bis del Decreto Legge 81 del 2007, convertito con modificazioni nella Legge n. 127 del 3 agosto 2007.

La suddetta attività di monitoraggio ha previsto la somministrazione con cadenza annuale per un arco di tempo triennale, di un questionario a tutte le imprese agevolate e la visita *in loco* presso i relativi stabilimenti produttivi. Nel 2007 è stata realizzata la prima indagine e nel 2008 la seconda. Questa attività di monitoraggio ha consentito sia di indagare sullo stato di effettivo avanzamento fisico, finanziario ed amministrativo delle iniziative¹² agevolate con i CdP, che di raccogliere dati e informazioni sulle imprese beneficiarie. I dati raccolti sono stati organizzati in una banca dati – denominata “Monitoraggio CdP” – e successivamente elaborati per la realizzazione dei Rapporti periodici, giunti nel 2009 alla seconda edizione.

Disponendo della banca dati “Monitoraggio CdP” sono state estratte le imprese alle quali è stato somministrato il questionario in due anni successivi. Le imprese risultanti sono 256 e le iniziative che a queste fanno capo sono 310. Le 256 imprese sono state raggruppate in base all’attività economica svolta (industria, agricoltura, servizi e turismo). Il campione di riferimento è stato, pertanto, suddiviso in:

1. 140 imprese operanti nel settore “industria” a cui fanno capo 171 iniziative,
2. 12 in “agricoltura” con 12 iniziative,
3. 38 nel settore “servizi” con 46 iniziative e
4. 66 nel settore “turismo” con 81 iniziative.

Dalla banca dati suddivisa per settori è stato considerato il solo campione di iniziative relative ad imprese operanti nel settore “industria”, data la sua maggiore numerosità e completezza dei dati raccolti. I dati relativi a questo campione sono di tipo annuale, si riferiscono al periodo 2003 - 2007¹³ e riguardano le informazioni dell’impresa beneficiaria e di ciascuna iniziativa dalla stessa proposta. In particolare, le informazioni considerate sono state: 1) “denominazione impresa”, 2) “denominazione contratto di programma” 3) “localizzazione dell’impresa”, 4) “settore di attività dell’impresa (descritta dal codice ATECO)”, 5) “anno di inizio attività dell’impresa”, 6) “codice iniziativa”, 7) “localizzazione dell’iniziativa¹⁴”, 8) “ammontare fatturato dell’iniziativa”, 9) “ammontare di investimenti in impianti, macchinari e attrezzature dell’iniziativa” e 10) “numero dei dipendenti dell’iniziativa”. Questi dati sono stati, poi, ri-organizzati considerando come unità di rilevazione la “impresa”. Ciò ha implicato: a) la creazione di una nuova variabile “codice impresa”, b) la considerazione della sola informazione relativa alla localizzazione dell’impresa e c) l’aggregazione dei valori relativi al fatturato, ai dipendenti e all’ammontare di investimenti in impianti, macchinari e attrezzature, riferiti a più iniziative facenti capo ad una sola impresa.

Una volta costruita la banca dati delle imprese agevolate, operanti nel settore industria, si è proceduto alla scelta di un campione controfattuale che è stato selezionato

¹² Con il termine iniziativa si intende il programma di investimento proposto dall’impresa e ammesso alle agevolazioni. E’ possibile che un’impresa possa realizzare più di un programma di investimento agevolato presso una o più unità produttive. Per unità produttiva si intende la struttura, anche articolata su più immobili fisicamente separati ma prossimi, finalizzata allo svolgimento dell’attività ammissibile, dotata di autonomia produttiva, tecnica, organizzativa, gestionale e funzionale (IPI-MSE 2004).

¹³ Le domande del questionario relative ai dati economici e finanziari sono state formulate in modo che l’intervistato (l’imprenditore) riportasse i dati dei bilanci chiusi e approvati.

¹⁴ L’iniziativa può essere avviata, a volte, presso un’unità produttiva localizzata in un comune diverso da quello dove è ubicata l’impresa beneficiaria.

utilizzando le informazioni disponibili dalla banca dati AIDA¹⁵ e tenendo in considerazione alcune caratteristiche¹⁶ delle imprese agevolate al 2003 (anno di inizio del trattamento) al fine di contenere, per quanto possibile, distorsioni nella stima dell'effetto del trattamento dovute all'omissione di variabili rilevanti e/o da effetto da selezione. In particolare, le caratteristiche considerate sono quattro e vengono di seguito elencate in ordine di importanza:

1. il settore di attività (considerando il codice ATECO a 5 digit);
2. la dimensione iniziale dell'impresa calcolata secondo il numero dei dipendenti;
3. la localizzazione della impresa agevolata;
4. l'anno di inizio di attività.

Secondo queste caratteristiche sono state estratte imprese che, in primo luogo, operano nello stesso settore delle imprese agevolate, appartengono alla stessa classe dimensionale in ordine ai dipendenti, sono localizzate nella stessa provincia dell'impresa agevolata ed hanno iniziato la loro attività nello stesso anno.¹⁷ Il numero di imprese agevolate per le quali è stato possibile individuare un controfattuale si è ridotto rispetto a quello di partenza: delle 140 imprese agevolate solo per 115 è stato possibile individuare un controfattuale. Ciò è dipeso: a) dalle particolari caratteristiche delle imprese agevolate per le quali era impossibile trovare un controfattuale anche a livello nazionale, o b) dall'insufficienza dei dati disponibili sulle imprese agevolate.

Il campione controfattuale selezionato si compone di 108 aziende, ed è in termini di numerosità inferiore rispetto a quello delle imprese agevolate, in quanto per alcune di loro il controfattuale più credibile si ripeteva.

Le due banche dati costruite sono state unite, in modo da costituire un *panel* di dati relativi al gruppo trattato e non. L'aggregazione delle due banche dati ha comportato la costituzione di un campione di 223 imprese suddivise in 115 imprese agevolate e 108 imprese non agevolate. Le variabili considerate sono: 1) il fatturato, che rappresenta la variabile di interesse scelta per la quale si vuole misurare l'effetto della politica; 2) i dipendenti; 3) l'ammontare di investimenti in impianti, macchinari e attrezzature e 4) il trattamento, che consiste nell'agevolazione stanziata per le imprese ammissibili agli aiuti, ed assume valore 1 se l'azienda è agevolata e 0 altrimenti.¹⁸

¹⁵ La Banca Dati AIDA è prodotta da Bureau Van Dijk Electronic Publishing e contiene i bilanci e altri rapporti commerciali e societari di oltre 500.000 società di capitali operanti in Italia. AIDA offre: 1) una completa scheda anagrafica aziendale (le attività svolte, gli azionisti, le partecipazioni, il consiglio di amministrazione, i sindaci, le referenze bancarie, le notizie sulla società negli ultimi due anni), 2) il bilancio dettagliato, lo stato economico e il patrimonio aziendale riclassificato secondo la IV Direttiva della CEE e 3) la serie storica dei bilanci fino ad un massimo degli ultimi 10 anni.

¹⁶ Queste caratteristiche sono le uniche pre trattamento disponibili e risultano anche costanti nel tempo.

¹⁷ In realtà utilizzando le informazioni disponibili non è stato possibile considerare tutte e quattro le caratteristiche simultaneamente. In particolare, per quanto riguarda la localizzazione, a volte la scelta è stata effettuata su scala nazionale; stessa questione per l'anno di inizio di attività: la scelta è ricaduta su imprese costituite entro lo stesso ventennio di attività (fanno eccezione una decina delle imprese agevolate per le quali quelle non trattate abinate hanno l'anno di costituzione superiore al ventennio).

¹⁸ Il trattamento è stato considerato come dicotomico e non ai livelli perché l'ammontare delle agevolazioni stanziate può differire da quello effettivamente erogato, in conseguenza di possibili variazioni (non sostanziali) del programma di investimento agevolato.

5. L'evidenza empirica

Il modello econometrico di specificazione log-lineare deriva da una relazione funzionale di tipo Cobb-Douglas di seguito definita:

$$FATT_{i,t} = G (FATT_{i,t-b} DIM_{i,b} MAT_{i,t} T_i) \quad (2)$$

La relazione funzionale proposta si rifà al concetto di produzione realizzata e venduta dall'impresa ed i presupposti teorici di riferimento sono, come detto, quelli della funzione di produzione. In particolare, la variabile dipendente fatturato esprime il valore della produzione realizzata e venduta che dipende sia da quanto si è riusciti a produrre e vendere in passato sia dalla combinazione attuale dei fattori produttivi (c.d. variabili di controllo), descritta da:

- le immobilizzazioni materiali che rappresentano il fattore capitale e per le quali è stato considerato l'ammontare complessivo di investimenti in impianti, macchinari e attrezzature (unico dato disponibile);¹⁹
- i dipendenti dell'impresa che rappresentano il fattore lavoro e per i quali è stato chiesto alle imprese beneficiarie di indicare nei questionari somministrati il numero di lavoratori alla chiusura degli ultimi tre esercizi sociali.

L'inserimento della variabile trattamento, che non rappresenta un fattore produttivo, consente di misurare, secondo la tecnica della regressione multipla, il tipo di legame statistico (positivo o negativo) della politica di aiuto con il fatturato delle imprese beneficiarie. Al riguardo è opportuno fare due precisazioni. La prima relativa alle variabili di controllo per le quali i dati disponibili sono, nella maggioranza dei casi, durante e post il trattamento; il coefficiente stimato della variabile trattamento quindi potrebbe non essere stato adeguatamente "depurato" dalle differenze di partenza nelle caratteristiche osservabili. La seconda riguarda, invece, la variabile di interesse per la quale i dati disponibili sono durante e post trattamento (il 64% delle imprese agevolate ha concluso l'investimento mentre il 36% lo sta ancora realizzando), quindi la misurazione del coefficiente della variabile trattamento potrebbe non esprimere adeguatamente l'effetto dello stesso.

Le relazioni che sussistono tra la variabile dipendente fatturato e quelle indipendenti, fatturato al periodo precedente, dipendenti e immobilizzazioni materiali al periodo attuale, sono - secondo i postulati di teoria economica - di segno positivo: variazioni in aumento di tali variabili determineranno incrementi della variabile di interesse. Il legame tra il fatturato e la variabile indipendente trattamento può essere sia positivo che negativo: se positivo vuol dire che l'attuazione della politica ha prodotto effetti benefici sulla variabile di interesse. Se negativo, invece, la politica implementata ha scoraggiato l'attività economica delle imprese.

¹⁹ Tale approssimazione ha dei limiti in quanto sottostima il valore effettivo delle immobilizzazioni complessivamente possedute dalle imprese agevolate.

Per procedere all'applicazione empirica, si è definito, in primo luogo, il livello di produzione ottima come:

$$\log FATT_{ottimo\ i,t} = c + a_2 * \log DIM_{i,t} + a_3 * \log MAT_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Ipotizzando, poi, un aggiustamento ritardato per cui:

$$\log FATT_{i,t} = c + a_1 * \log FATT_{i,t-1} + a_{ottimo} * \log FATT_{ottimo\ i,t} \quad (4)$$

La specificazione econometrica finale, considerata ai fini delle stime, è la seguente:

$$\log FATT_{i,t} = c + a_1 * \log DIM_{i,t} + a_2 * \log DIM_{i,t-1} + a_3 * \log MAT_{i,t} + a_4 * \log MAT_{i,t-1} + a_5 * T_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Dove le variabili sono descritte nella tavola seguente, mentre i risultati delle stime econometriche sono riportati nelle tavole 2 e 3.

Tavola 1 - Descrizione delle variabili

Log FATT_{it}	Variabile dipendente, log fatturato dell'impresa i al tempo t
Log DIP_{it}	Variabile indipendente, log numero dei dipendenti dell'impresa i al tempo t
Log MAT_{it}	Variabile indipendente, log livello delle immobilizzazioni materiali dell'impresa i al tempo t-1
Log DIM_{it-1}	Variabile indipendente, log numero dei dipendenti dell'impresa i al tempo t-1
Log MAT_{it-1}	Variabile indipendente, log livello delle immobilizzazioni materiali dell'impresa i al tempo t-1
T_i	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese hanno ricevuto l'aiuto di stato, 0 altrimenti.
T_{i,PIE}	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese che hanno ricevuto l'aiuto di stato sono localizzate in Piemonte, 0 altrimenti.
T_{i,RCN}	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese che hanno ricevuto l'aiuto di stato sono localizzate nel Centro-Nord escluso il Piemonte, 0 altrimenti.
T_{i,ABR}	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese che hanno ricevuto l'aiuto di stato sono localizzate in Abruzzo, 0 altrimenti.
T_{i,CAM}	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese che hanno ricevuto l'aiuto di stato sono localizzate in Campania, 0 altrimenti.
T_{i,SAR}	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese che hanno ricevuto l'aiuto di stato sono localizzate in Sardegna, 0 altrimenti.
T_{i,RM}	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese che hanno ricevuto l'aiuto di stato sono localizzate nel Mezzogiorno esclusi l'Abruzzo, la Campania e la Sardegna, 0 altrimenti.
T_{i,CN}	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese che hanno ricevuto l'aiuto di stato sono localizzate al Centro Nord, 0 altrimenti.
T_{i,M}	Variabile indipendente trattamento dicotomica che assume il valore 1 se le imprese che hanno ricevuto l'aiuto di stato sono localizzate nel Mezzogiorno, 0 altrimenti.
L_{i,M}	Variabile indipendente localizzazione che assume il valore 1 se le imprese trattate e non, sono localizzate nel Mezzogiorno, 0 altrimenti.

Tavola 2 - Stima dell'effetto della politica di aiutoVariabile dipendente: **log (FATT)**

Metodo di stima: Pooled EGLS (Cross Section Weight)

N. massimo di osservazioni per ogni variabile e per ciascuna impresa: 4

Dati sezionali (*cross-section* imprese): 223

Osservazioni totali del panel non bilanciato: 516

VARIABILE	Coefficiente/ Elasticità	Std error	P-value
C	C (1) = 3,81	0,047	0,000
log (DIP _t)	C (2) = 0,72	0,043	0,000
log (MAT _t)	C (3) = 0,22	0,010	0,036
Log (DIP _{t-1})	C (4) = 0,08	0,041	0,047
log (MAT _{t-1})	C (5) = 0,07	0,009	0,000
T	C (6) = 0,04	0,015	0,005
R-quadro pesato	0,98		
R-quadro non pesato	0,80		
F-statistico	19.612,80		

Lo stimatore utilizzato è quello dei minimi quadrati generalizzati (GLS) che rispetto a quello classico dei minimi quadrati è uno stimatore BLUE (*best linear unbiased estimator*) pur in presenza di eteroschedasticità e/o autocorrelazione degli errori. Nel caso oggetto di studio, la banca dati è costituita da un insieme di serie storiche relative alle 223 imprese analizzate. Conseguentemente è possibile la presenza di correlazione tra i residui e/o dell'eteroschedasticità. Entrambi i fenomeni possono essere determinati rispettivamente dal fatto di trattare serie storiche e diverse condizioni economiche ed organizzative delle imprese analizzate. Inoltre, poiché il panel non è bilanciato l'utilizzo dello stimatore GLS permette di attribuire diversi pesi alle imprese in funzione della disponibilità dei dati per le serie storiche ad esse riferite.

I risultati della stima presentata in tavola 2 evidenziano, in primo luogo, che il coefficiente di determinazione²⁰ (R-quadro), pesato e non, è positivo e pari rispettivamente a 0,98 e 0,80; inoltre il valore della statistica F, che esprime la significatività complessiva della stima, è elevato. Il legame tra la variabile dipendente ed i fattori produttivi - livello delle immobilizzazioni materiali e numero dei dipendenti dell'impresa al periodo attuale - è positivo, statisticamente significativo e forte. Ad una variazione in aumento dell'1% di queste variabili indipendenti si assisterà ad un incremento percentuale della variabile dipendente pari ai coefficienti stimati, ossia pari allo 0,72% ed allo 0,22%.²¹ Il legame tra la variabile dipendente con il livello delle immobilizzazioni materiali e il numero dipendenti, entrambi riferiti al periodo precedente (che inseriti nel processo produttivo indicano la produzione realizzata e venduta in passato), è positivo e statisticamente significativo.²² In

²⁰ Nel caso dello stimatore GLS, l'R-quadro si basa sulla considerazione di un modello in cui le variabili, dipendente ed esplicative, sono trasformate utilizzando dei pesi specifici che dipendono dalla varianza dei residui delle osservazioni. Uno dei possibili metodi di calcolo dell'R-quadro è in formule il seguente: $1 - (WSSE/WSST)$, dove WSSE è la somma dei quadrati dei residui trasformati e WSST è la somma ponderata dei quadrati delle deviazioni dalla media ponderata della variabile dipendente in unità originali.

²¹ E' opportuno rilevare che il valore delle immobilizzazioni immateriali per le imprese agevolate risulta sottostimato in quanto considera solo l'ammontare complessivo degli investimenti in macchinari, impianti e attrezzature.

²² Da un punto di vista prettamente econometrico, questo legame statisticamente significativo viene definito persistenza.

particolare i coefficienti stimati per queste variabili ritardate indicano che ad un incremento dell'1% delle stesse corrisponderà un incremento del fatturato rispettivamente pari allo 0,08%, se la variazione riguarda il numero dei dipendenti, e allo 0,07% se invece si ha un aumento del livello delle immobilizzazioni materiali.

Seppur modesto, il coefficiente di impatto della variabile trattamento è positivo e significativo. Questo coefficiente misura una differenza positiva e statisticamente significativa tra il fatturato delle imprese agevolate e quello delle non trattate. In altri termini la retta di regressione che descrive la relazione tra il fatturato e gli input produttivi per le imprese trattate ha un'intercetta più elevata della retta di regressione che spiega la stessa relazione ma per le imprese non trattate. Questo risultato statistico supporta la conclusione economica che le agevolazioni hanno prodotto effetti positivi sul fatturato delle aziende che ne hanno beneficiato. E' opportuno ricordare, tuttavia, che la tipologia dei dati disponibili limita l'affidabilità dei risultati stimati; la conclusione raggiunta deve essere, quindi, interpretata con la dovuta cautela.

Al fine di testare la validità della relazione lineare proposta, si è applicato un test di Wald. I risultati del test riportati in appendice (tavola 4), portano a rifiutare l'ipotesi nulla che tutti i coefficienti siano pari a zero. Il modello di regressione proposto è, quindi, valido ossia le variabili indipendenti considerate spiegano il comportamento di quella dipendente. Inoltre si è applicato il test di Wald esclusivamente per la validità della variabile trattamento (tavola 5). Anche in questo caso l'esito del test porta a rifiutare l'ipotesi nulla e quindi la variabile esaminata è importante per il modello proposto. In altri termini esiste una differenza positiva (effetto principale della variabile trattamento) statisticamente significativa e rilevante, tra l'intercetta della retta di regressione stimata per le imprese trattate e quella della retta stimata per le imprese non trattate.

Andando ad analizzare la composizione del campione di imprese secondo i codici Ateco 2002 (a due digit) per i settori di attività del comparto industria emerge che, ad eccezione del numero delle imprese appartenenti al settore Ateco 15 (114 aziende), negli altri settori individuati (con Ateco 20, 23, 24, 25, 28, 29, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 40 e 45) la numerosità delle aziende è scarsa (inferiore a 20); conseguentemente non è stata considerata la categorizzazione del trattamento per settori di appartenenza.

Ciò detto, si è realizzato un approfondimento territoriale per regioni della stima dell'effetto della politica di aiuto e si è introdotta anche una variabile per la considerazione del contesto di riferimento. In particolare sono state definite delle dummy per le regioni Piemonte (T_{PIE}), Abruzzo (T_{ABR}), Campania (T_{CAM}) e Sardegna (T_{SAR}) perché contabilizzano il maggior numero di imprese trattate. L'impossibilità di considerare delle dummy per le altre regioni è dipesa dal fatto che la numerosità delle imprese trattate in esse localizzate è molto bassa. Conseguentemente per ovviare al possibile problema di collinearità che può determinare, tra l'altro, la perdita di significatività delle variabili esplicative, e al fine di non trascurare l'effetto del trattamento sulle imprese localizzate nelle altre regioni, sono state introdotte le seguenti dummy per macro area territoriale:

- T_{RCN} che assume valore 1 per le imprese trattate nel Centro Nord ma non localizzate in Piemonte e 0 altrimenti e;
- T_{RM} che assume valore 1 per le imprese trattate nel Mezzogiorno ma non localizzate in Abruzzo, Campania e Sardegna e 0 altrimenti.

Il contesto di riferimento è indicato, invece, da una variabile dicotomica, $L_{i,M}$, che assume un valore pari ad 1 per le imprese (trattate e non) localizzate nel Mezzogiorno e 0

altrimenti. La Tavola di seguito riportata mostra i risultati della stima considerando queste nuove variabili.

Tavola 3 - Stima dell'effetto della politica di aiuto per regioni e macro aree territoriali

Variabile dipendente: **log (FATT)**

Metodo di stima: Pooled EGLS (Cross Section Weight)

N. massimo di osservazioni per ogni variabile e per ciascuna impresa: 4

Dati sezionali (*cross-section* imprese): 223

Osservazioni totali del panel non bilanciato: 516

VARIABILE	Coefficiente/Elasticità	Std-Error	P-value
C	C (1) = 3,884	0,030	0,000
log (DIP _t)	C (2) = 0,670	0,042	0,000
log (MAT _t)	C (3) = 0,245	0,013	0,000
log (DIP _{t-1})	C (4) = 0,112	0,042	0,008
Log (MAT _{t-1})	C (5) = 0,064	0,013	0,000
T _{PIE}	C (6) = 0,995	0,121	0,000
T _{RCN}	C(7) = 0,467	0,118	0,000
T _{ABR}	C(8) = -0,255	0,081	0,001
T _{CAM}	C(9) = -0,056	0,031	0,073
T _{SAR}	C (10) = 0,480	0,035	0,000
T _{RM}	C (11) = 0,174	0,072	0,017
L _M	C (12) = -0,205	0,023	0,000
R-quadro pesato	0,993		
R-quadro non pesato	0,820		
F-statistico	7.271,54		

I coefficienti stimati per le variabili relative ai fattori produttivi, anche al periodo precedente, mantengono il segno, la significatività e l'impatto positivo rilevato nella tavola 2. Inoltre, si osservano: 1) valori elevati della F statistica e del coefficiente di determinazione, e 2) una maggiore intensità del legame tra il trattamento, categorizzato per regioni e macro aree, e la variabile dipendente, rispetto a quello riportato nella tavola 2.

In dettaglio esiste una relazione positiva forte e statisticamente significativa tra il fatturato delle imprese localizzate nel Centro Nord, ed in particolare in Piemonte, ed il trattamento. Per le imprese trattate localizzate nel Mezzogiorno, i contributi pubblici non esercitano, invece, effetti esclusivamente benefici sul fatturato. Per quelle localizzate in Abruzzo e Campania, infatti, il coefficiente è negativo e statisticamente significativo; in queste regioni, quindi, le agevolazioni non hanno prodotto gli effetti sperati sull'attività economica delle imprese. Invece per le aziende trattate localizzate nel resto del Mezzogiorno ed in particolare in Sardegna, la relazione tra il fatturato e le agevolazioni è positiva e statisticamente significativa. In altro modo i risultati ottenuti indicano una maggiore efficacia, in termini di impatto sul fatturato, del trattamento sulle imprese localizzate nel Centro Nord rispetto al trattamento destinato alle imprese localizzate nel Mezzogiorno. Infine, in termini aggregati l'effetto del trattamento sulla variabile dipendente si mantiene positivo.

La variabile dicotomica localizzazione esercita un impatto negativo indicando che, a parità di input inseriti nel processo produttivo, le imprese (trattate e non) localizzate nel Mezzogiorno hanno un livello di fatturato inferiore rispetto a quelle localizzate nel Centro

Nord. In altri termini, la localizzazione delle imprese nel Mezzogiorno rappresenta una condizione di partenza sfavorevole.

Al fine di verificare la validità dell'approfondimento investigativo proposto, si è applicato un test di Wald, riportato in appendice (tavola 6). L'esito del test porta a rifiutare l'ipotesi nulla e quindi esistono delle differenze (effetto principale delle variabili trattamento considerate) statisticamente significative e rilevanti tra le intercette delle rette di regressione stimate per le imprese trattate localizzate in regioni e aree diverse del Paese e quella della retta stimata per le imprese non trattate. Inoltre vi è anche un effetto statisticamente significativo e rilevante del fattore localizzazione, che differenzia le imprese, trattate e non, nel Mezzogiorno dal resto del campione considerato.

Infine, insieme agli effetti principali delle variabili trattamento si sono considerati anche i loro effetti di interazione di primo ordine²³ con i regressori rappresentati dagli input produttivi. Come riportato in appendice (tavola 7), gli effetti di interazione sono nella maggior parte dei casi non significativi (14 coefficienti di interazione su 24 risultano non significativi) e la loro introduzione determina: a) la perdita di significatività dei coefficienti degli input produttivi ritardati e delle variabili trattamento per le imprese localizzate in Piemonte, Abruzzo e resto del Mezzogiorno, b) il cambio di segno dei coefficienti delle variabili trattamento per le imprese localizzate in Piemonte, Campania, Sardegna e resto del Mezzogiorno, e c) errori standard delle stime dei parametri più elevati rispetto a quelli riportati nella tavola 3. Questi aspetti segnalano un evidente problema di collinearità che potrebbe inficiare l'attendibilità dei risultati stimati. Tuttavia anche in questo caso, in termini aggregati l'effetto del trattamento sulla variabile dipendente si mantiene positivo.

I risultati ottenuti dall'analisi fino ad ora condotta sono:

- a) in termini complessivi, le agevolazioni hanno, seppur in modo modesto, contribuito positivamente all'attività economica delle imprese che ne hanno beneficiato (tavola 2);
- b) in termini settoriali, non è stato possibile investigare l'effetto del trattamento causa la ridotta numerosità delle imprese appartenenti a ciascun settore individuato;
- c) il coefficiente della variabile trattamento, con la categorizzazione per regioni e macro aree (tavola 3), diventa più rilevante nel descrivere il movimento della variabile dipendente rispetto al caso in cui non si prevede la sua articolazione per aree (tavola 2). Nello specifico gli aiuti pubblici hanno prodotto effetti positivi forti sul fatturato delle imprese trattate nel Centro Nord ed in particolare in Piemonte. Per le imprese trattate localizzate nel Mezzogiorno, l'effetto del trattamento è in termini aggregati positivo ma modesto, perché sconta il suo impatto negativo sul fatturato delle imprese localizzate in Campania ed Abruzzo. In altro modo i risultati ottenuti indicano una maggiore efficacia, in termini di impatto sul fatturato, del trattamento sulle imprese localizzate nel Centro Nord rispetto al trattamento destinato alle imprese localizzate nel Mezzogiorno. Infine, l'effetto aggregato del trattamento sulla variabile dipendente si mantiene positivo (tavola 3).

²³ E' opportuno rilevare che gli effetti di interazione possono essere di primo, secondo ed anche di ordine superiore in relazione al numero delle variabili indipendenti individuate per spiegare il fenomeno sotto osservazione. La tecnica della regressione multipla non tiene adeguatamente in considerazione questi effetti che nel modello "classico" di regressione non vengono generalmente specificati. Esistono altre tecniche statistiche - come quella fattoriale e congiunta - che consentono uno studio accurato degli effetti di interazione. Ovviamente, la scelta tra i metodi citati dipende dalla natura dei dati e dagli obiettivi che si intende perseguire (Chiorri, 2010).

- d) la variabile dicotomica localizzazione, esercita un impatto negativo. Ciò indica che a parità di input inseriti nel processo produttivo, le imprese (trattate e non) localizzate nel Mezzogiorno hanno un livello di fatturato inferiore rispetto a quelle localizzate nel Centro Nord. La localizzazione delle imprese nel Mezzogiorno rappresenta, dunque, una condizione di partenza svantaggiosa (tavola 3).

Questi risultati - pur supportando la conclusione economica che la politica di aiuto ha avuto gli effetti sperati - devono comunque essere interpretati con cautela data la tipologia dei dati disponibili che limita la loro affidabilità.

6. Analisi di efficienza del campione di imprese trattato e non

Dopo aver stimato l'effetto della politica di aiuto sulle imprese beneficiarie, è interessante misurare anche l'efficienza produttiva delle imprese coinvolte nell'analisi, verificando, se e come l'aiuto abbia influenzato i livelli di efficienza di quelle trattate rispetto a quelle non. A tal fine, con l'applicazione di opportune metodologie per la misurazione dell'efficienza delle imprese, si confronteranno i livelli di efficienza ottenuti da ciascuna impresa del campione, con e senza la considerazione della variabile trattamento.

L'efficienza produttiva è definita come l'abilità di un'organizzazione di produrre un ben specificato livello di output al minimo costo; tale definizione implica la considerazione sia di una componente tecnica, riflettente l'efficienza nella trasformazione fisica di input in output, che di una componente allocativa, che esprime l'efficienza di tipo economico nell'allocazione ottima dei fattori. E' necessario, quindi, individuare il processo produttivo ottimo per ciascuna impresa, che consente ad ogni unità di operare in una situazione di efficienza produttiva. Vi sono due metodologie per misurare questo tipo di efficienza:

- 1) gli approcci non parametrici che non formulano ipotesi sulla forma funzionale della frontiera di produzione; tra questi metodi rientra la *Data Envelopment Analysis* - DEA -, che utilizza tecniche di programmazione lineare;
- 2) gli approcci parametrici che assumono invece che la frontiera di produzione rientri in una particolare classe funzionale (Cobb-Douglas, CES, translogaritmica, etc.) e mirano all'individuazione di una specifica frontiera mediante la stima dei parametri che la caratterizzano.

In questo lavoro, nell'ambito dell'approccio parametrico, si è pensato di utilizzare la tecnica della frontiera di produzione stocastica. Questa tecnica è di frequente applicazione per le analisi di efficienza perché consente il raggiungimento di evidenze empiriche accurate e soprattutto dettagliate (come di seguito spiegato). Tale metodo prevede l'applicazione dello stimatore di massima verosimiglianza²⁴ e permette di scomporre il termine di errore in due componenti, considerate aleatorie, ipotizzando anche una loro distribuzione funzionale. In particolare, è possibile separare la componente aleatoria da quella di inefficienza tecnica vera e propria, ipotizzando per la prima una distribuzione

²⁴ Per approfondimenti tecnici: Greene 1980 e 1982.

normale standardizzata, e per la seconda una distribuzione asimmetrica in genere normale troncata²⁵ (per il fatto che l'inefficienza non può essere negativa e quindi deve essere descritta da una distribuzione troncata). Disponendo di dati panel, inoltre è possibile supporre che l'efficienza vari tra i produttori, ma rimanga costante nel tempo per ogni produttore, o che vari sia tra produttori che rispetto al tempo. In linea generale, l'assunzione di efficienza tecnica costante nel tempo è piuttosto forte, conseguentemente l'ipotesi di una sua variabilità nel tempo appare più realistica.

Tra i vantaggi più importanti legati all'utilizzo della frontiera stocastica, vi è quello di poter considerare anche l'effetto di variabili esogene sulla determinazione della frontiera di produzione ottima. In questo ambito Battese e Coelli (1995) hanno elaborato una metodologia con la quale è possibile supporre che anche dei fattori esogeni, non definibili come input, possano influenzare la determinazione della frontiera produttiva di efficienza tecnica. Questi fattori vengono detti "ambientali o di contesto" e possono impattare sulla determinazione della frontiera produttiva sia direttamente che indirettamente (mediante la componente di errore legata all'inefficienza tecnica). Battese e Coelli (1995) ipotizzano, quindi, una frontiera produttiva per l'impresa i -esima, di seguito definita, che dipende sia dagli input produttivi sia dai fattori ambientali:

$$Q_i = F(X_i, Z_i) - u_i(E_i, \Omega) + v_i \quad (6)$$

Dove X_i rappresentano gli input produttivi, Z_i e E_i sono i fattori ambientali o di contesto che influenzano rispettivamente in modo diretto e indiretto la frontiera di produzione,²⁶ u_i è la componente di errore che descrive l'inefficienza tecnica e che viene influenzata da alcuni fattori ambientali e da altri parametri (ossia altre variabili esplicative non esogene e non direttamente collegabili alla frontiera di produzione) rappresentati da Ω , infine v_i è la componente aleatoria.

Date queste premesse, si determineranno due frontiere produttive per tutte le imprese (trattate e non) considerando anche il ruolo delle variabili non definibili propriamente input produttivi. Si stimeranno, quindi, con il metodo della massima verosimiglianza, due frontiere di produzione stocastiche (intese come massima produzione realizzabile e vendibile dati gli input disponibili) che si differenzieranno tra loro solo per la considerazione o meno delle variabili relative alla categorizzazione del trattamento per macro aree territoriali Centro Nord e Mezzogiorno (T_{CN} e T_M) ed alla localizzazione delle imprese nel Mezzogiorno (L_M) anche definibili come fattori ambientali e/o di contesto. L'idea è quella di determinare due classifiche di efficienza, verificando il posizionamento delle imprese beneficiarie con o senza la considerazione di questi fattori. Ciò al fine di testare se il loro inserimento ha impattato sui livelli di efficienza raggiunti dalle imprese (trattate e non).

²⁵ E' possibile anche considerare distribuzioni semi normali, esponenziali o gamma.

²⁶ Alcuni studi sull'efficienza trattano i fattori ambientali solo direttamente altri invece solo indirettamente. Coelli, Perelman e Romano (1999) discutono gli effetti della considerazione unitaria di tutti i fattori esogeni in via diretta oppure in via indiretta mediante la componente di inefficienza tecnica.

Nella tavola 4 sono riportati i risultati delle stime delle due frontiere stocastiche sopra spiegate:

Tavola 4 - Stima della frontiera di produzione stocastica con e senza la considerazione delle variabili di contesto

Variabile dipendente: Log (FATT)		
Metodo di stima: massima verosimiglianza (frontiera stocastica)		
Dati sezionali (cross section imprese)	223	
Osservazioni totali panel non bilanciato	756	
Distribuzione funzionale della componente di inefficienza u_i	Distribuzione normale troncata	
Modello di efficienza	Variabile nel tempo	
	Stima Frontiera 1	Stima Frontiera 2
C	8,57 (1,116 p-value 0,000)	9,07 (3,795 p-value 0,017)
Log (DIP _i)	0,80 (0,031 p-value 0,000)	0,78 (0,032 p-value 0,000)
Log (MAT _i)	0,14 (0,018 p-value 0,000)	0,14 (0,018 p-value 0,000)
<i>Variabili di contesto</i>		
T _{CN}		0,47 (0,271 p-value 0,080)
T _M		0,06 (0,132 p-value 0,648)
L _M		-0,34 (0,165 p-value 0,040)
Sigma ²	0,71	0,68
Sigma ² _u	0,62	0,59
Sigma ² _v	0,09	0,09
Gamma	0,87	0,86
Media di u	3,55 (1,088 p-value 0,001)	3,83 (3,757 p-value 0,309)
Log likelihood	- 512,92	- 506,65
Wald chi ² (2)	977,24 (p-value 0,000)	
Wald chi ² (5)		1.038,51 (p-value 0,000)

I risultati di entrambi le stime evidenziano che gli input produttivi (numero di dipendenti dell'impresa e immobilizzazioni materiali) esercitano un impatto positivo e significativo sulla determinazione della frontiera di produzione. L'ipotesi sulla distribuzione funzionale della componente di inefficienza rappresentata da u_i è quella normale troncata; il modello di efficienza considerato è variabile nel tempo perché, come sopra riportato, appare più realistico. Le informazioni relative alle componenti u_i e v_i indicano che la varianza di u_i pari a 0,62 e a 0,59 è molto superiore rispetto a quella di v_i di 0,09 per entrambi le stime. Inoltre, osservando il valore del parametro gamma,²⁷ pari a 0,87 e a 0,86, è possibile affermare che la varianza di u_i è una componente significativa della varianza totale del termine di errore e gli scostamenti delle imprese dal comportamento ottimale (descritto dalla frontiera) sono stocastici e solo in minima parte dovuti alla componente aleatoria (descritta da v_i). La log likelihood, pari rispettivamente a -512 e a -506, indica il valore massimizzato della funzione di log-verosimiglianza. Questo valore indica che la bontà di adattamento di entrambe le stime è buona. Infine, la statistica Wald chi² e la relativa probabilità indicano la validità da un punto di vista statistico dei modelli di stima proposti.

La differenza tra le due stime proposte è appunto la considerazione, nella seconda frontiera di produzione delle variabili trattamento per macro aree territoriali e localizzazione. Si è ipotizzato che queste variabili impattino direttamente sulla

²⁷ Il parametro gamma è dato dal rapporto tra la varianza di u_i e la varianza complessiva delle due componenti di errore (u_i e v_i) e varia tra 0 e 1. Un valore prossimo all'unità indica che l'efficienza tecnica è rilevante ai fini del modello ed è tipo stocastico.

determinazione della frontiera di produzione stocastica. I coefficienti stimati indicano che sia i livelli di fatturato ottenuti dalle imprese nel tempo (variabile dipendente) sia la frontiera produttiva sono influenzati in modo: a) positivo e significativo dalla variabile categorica trattamento nel Centro Nord; b) positivo ma non significativo dalla variabile categorica trattamento nel Mezzogiorno; e c) negativo e significativo dalla localizzazione delle imprese nelle regioni Meridionali. In altre parole, i risultati ottenuti indicano che la produzione realizzata e venduta dalle imprese aumenta (significativamente) per quelle trattate localizzate nel Centro Nord, mentre diminuisce (significativamente in termini statistici) per tutte quelle trattate e non, localizzate nel Mezzogiorno. Pertanto, la distanza dalla frontiera produttiva si riduce per le imprese che hanno ricevuto il trattamento e sono al Centro Nord, mentre aumenta per quelle trattate e non, localizzate nel Mezzogiorno.

Andando ad investigare sui livelli di efficienza raggiunti dalle imprese con e senza la considerazione delle variabili di contesto, si sono ottenute due classifiche di efficienza sul campione complessivo composto da 223 imprese. La tavola 5 di seguito riportata evidenzia in termini percentuali le imprese beneficiarie di aiuti che si collocano nei primi posti delle due classifiche di efficienza costruite.

Tavola 5 - Percentuale delle imprese beneficiarie degli aiuti che si collocano nei primi posti delle due classifiche di efficienza

	senza v. di contesto	con v. di contesto
Nelle prime 20 posizioni	60%	65%
Nelle prime 30 posizioni	57%	60%

La tavola 5 mostra che la percentuale delle imprese beneficiarie collocate nelle prime posizioni delle due classifiche di efficienza è maggiore rispetto a quella delle imprese non trattate. Per esempio, nel caso senza variabili di contesto il 60% delle prime 20 posizioni appartiene alle imprese beneficiarie mentre il restante 40% a quelle non trattate. Nel caso con variabili di contesto la percentuale delle imprese beneficiarie che occupano le prime 20 posizioni sale al 65%, mentre il restante 35% è attribuito alle imprese non trattate. Le imprese beneficiarie degli aiuti sembrano, quindi, raggiungere livelli di efficienza superiori rispetto a quelle non trattate, occupando in maggior numero le prime posizioni delle due classifiche di efficienza costruite. Questo risultato è più evidente se si considerano le variabili di contesto. E' possibile, pertanto, affermare che tali variabili influenzano i livelli di efficienza raggiunti da ciascuna impresa.

In sintesi, i risultati raggiunti dall'analisi di efficienza sono:

- Esiste una componente di errore legata all'inefficienza tecnica (descritta da u_i) rilevante ai fini del modello che è di tipo stocastico; questa componente spiega parte della distanza tra la produzione ottenuta da ciascuna impresa con una data combinazione di fattori produttivi e quella ottimale (che giace sulla frontiera produttiva stimata) ottenibile con la stessa combinazione di input;
- le imprese beneficiarie degli aiuti raggiungono livelli di efficienza maggiori rispetto a quelle non trattate con o senza la considerazione delle variabili di contesto. Questo è riscontrabile dalla percentuale di imprese trattate che occupa le prime posizioni delle due classifiche di efficienza elaborate;
- la considerazione delle variabili di contesto ha prodotto effetti significativi (ipotizzati di tipo diretto) sulla frontiera di produzione stocastica stimata ed ha modificato i livelli di efficienza raggiunti dalle imprese a favore di quelle trattate.

7. Conclusioni

In Italia il tema della valutazione di efficacia delle politiche pubbliche è al centro del dibattito scientifico e politico. Da qui la necessità di proporre analisi attendibili sull'efficacia delle misure di politica economica implementate, mediante l'utilizzo di adeguati strumenti di valutazione, assume una maggiore importanza. Nell'ambito delle politiche di incentivazione alle imprese, Sisti (2007) argomenta l'idea di considerare il successo di una politica di aiuto in un'ottica multidimensionale.

Il lavoro proposto rappresenta un'analisi pionieristica - di tipo multidimensionale - alla misurazione del successo di un particolare strumento di incentivazione alle imprese, quello dei CdP. In dettaglio, lo studio si è articolato in un'analisi dell'efficacia della misura di aiuto, mediante l'applicazione dell'approccio controfattuale, considerato un metodo robusto e attendibile, e in un'analisi di efficienza delle imprese. Le conclusioni raggiunte sono interessanti e significative, ma devono essere interpretate con la dovuta cautela, data la tipologia dei dati disponibili che limita l'affidabilità dei risultati ottenuti.

In dettaglio, lo studio conferma quanto stabilito dalla teoria economica della funzione di produzione e di ricavo e, al tempo stesso, permette di verificare che esiste un effetto positivo statisticamente significativo della politica di aiuto. La politica di aiuto sembra aver contribuito positivamente all'attività economica delle imprese beneficiarie. L'approfondimento territoriale proposto per regioni e macro aree territoriali, evidenzia in primo luogo che il trattamento esercita un effetto positivo statisticamente significativo sul fatturato delle imprese trattate localizzate nel Centro Nord, ed in particolare in Piemonte. Per le imprese trattate localizzate nel Mezzogiorno, l'effetto è in termini aggregati positivo ma modesto, perché sconta il suo impatto negativo, statisticamente significativo, sull'attività economica delle imprese localizzate in Campania ed Abruzzo. In altro modo i risultati ottenuti indicano una maggiore efficacia, in termini di impatto sul fatturato, del trattamento sulle imprese localizzate nel Centro Nord rispetto al trattamento destinato alle imprese localizzate nel Mezzogiorno. Inoltre, l'effetto aggregato del trattamento sulla variabile dipendente si mantiene positivo. In secondo luogo che il contesto di riferimento, rappresentato dalla variabile dicotomica localizzazione, esercita anch'esso un ruolo importante sull'attività economica delle imprese esaminate in quanto a parità di input inseriti nel processo produttivo, le aziende localizzate nel Mezzogiorno conseguono livelli di fatturato inferiori rispetto a quelle localizzate nel Centro Nord. In altri termini, la localizzazione delle imprese (trattate e non) nel Mezzogiorno costituisce una condizione di partenza svantaggiosa.

Infine, l'analisi di efficienza, basata sulla stima di due frontiere di produzione stocastiche, conferma che esiste una componente di errore legata all'inefficienza tecnica rilevante ai fini del modello, di tipo stocastico. Le imprese trattate raggiungono livelli di efficienza maggiori rispetto a quelle non trattate; inoltre l'inserimento delle variabili di contesto, descritte dalla categorizzazione del trattamento e dal fattore di localizzazione, impattano significativamente sulla frontiera di produzione stimata e modificano i livelli di efficienza raggiunti dalle imprese a favore di quelle trattate.

Appendice

Tavola 1 - Statistiche descrittive del campione trattato e non

VARIABILE	Media	Deviazione standard	Minimo	Massimo
CAMPIONE IMPRESE TRATTATO				
Fatturato imprese	102.063.400	531.651.100	124.000	6.005.379.000
Dipendenti	236.611	721.147	1.000	5.691.000
Immobilizzazioni materiali	7.091.010	19.419.710	2.000	187.159.000
CAMPIONE IMPRESE NON TRATTATO				
Fatturato imprese	86.968.080	555.129.600	16.000	7.185.996.000
Dipendenti	237.253	874.666	1.000	8.105.000
Immobilizzazioni materiali	13.626.290	63.964.550	4.000	816.162.000

Tavola 2 - Correlazioni campione trattato

	Fatturato	Immobilizzazioni materiali	Dipendenti
Fatturato	1,00		
Immobilizzazioni materiali	0,56	1,00	
Dipendenti	0,41	0,32	1,00

Tavola 3 - Correlazioni campione non trattato

	Fatturato	Immobilizzazioni materiali	Dipendenti
Fatturato	1,00		
Immobilizzazioni materiali	0,96	1,00	
Dipendenti	0,37	0,43	1,00

Tavola 4 - Test di Wald sulla validità della stima proposta nella tavola 2

Ipotesi nulla: $C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=C(6)=0$			
Test Statistico	Valore	df	P-value
F-statistico	15.192.372	(6, 510)	0.0000
Chi ²	91.154.230	6	0.0000

Tavola 5 - Test di Wald sulla validità della variabile T nella stima proposta nella tavola 2

Ipotesi nulla: $C(6)=0$			
Test Statistico	Valore	df	P-value
t-statistico	2,841	510	0.004
F-statistico	8,072	(1, 510)	0.004
Chi ²	8,072	1	0.004

Tavola 6 - Test di Wald sulla validità dell'approfondimento investigativo proposto nella tavola 3

Ipotesi nulla: $C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=C(10)=C(11)=C(12)=0$			
Test Statistico	Valore	df	P-value
F-statistico	56,99	(7, 504)	0.000
Chi ²	398,96	7	0.000

Tavola 7 - Stima dell'effetto della politica di aiuto per regioni e macro aree territoriali, considerando gli effetti di interazioneVariabile dipendente: **log (FATT)**

Metodo di stima: Pooled EGLS (Cross Section Weight)

N. massimo di osservazioni per ogni variabile e per ciascuna impresa: 4

Dati sezionali (*cross-section* imprese): 223

Osservazioni totali del panel non bilanciato: 516

Variabile	Coefficiente/Elasticità	Std-Error	P-value
C	C(1) = 3,939	0,042	0,000
log (DIP _t)	C(2) = 0,732	0,044	0,000
log (MAT _t)	C(3) = 0,310	0,029	0,000
log (DIP _{t-1})	C(4) = 0,025	0,045	0,581
Log (MAT _{t-1})	C(5) = 0,007	0,028	0,811
T _{PIE}	C(6) = -1,330	0,900	0,140
T _{RCN}	C(7) = 1,858	0,044	0,000
T _{ABR}	C(8) = -0,145	1,067	0,892
T _{CAM}	C(9) = 0,909	0,151	0,000
T _{SAR}	C(10) = -1,067	0,236	0,000
T _{RM}	C(11) = -0,014	0,392	0,971
L _M	C(12) = -0,213	0,026	0,000
T _{PIE} * Log(MAT _t)	C(13) = -0,198	0,183	0,279
T _{PIE} * Log(MAT _{t-1})	C(14) = 0,495	0,160	0,002
T _{PIE} * Log(DIP _t)	C(15) = -0,397	0,449	0,377
T _{PIE} * Log(DIP _{t-1})	C(16) = 0,488	0,459	0,289
T _{RCN} * Log(MAT _t)	C(17) = -0,344	0,029	0,000
T _{RCN} * Log(MAT _{t-1})	C(18) = -0,150	0,029	0,000
T _{RCN} * Log(DIP _t)	C(19) = -0,075	0,048	0,119
T _{RCN} * Log(DIP _{t-1})	C(20) = 0,527	0,049	0,000
T _{ABR} * Log(MAT _t)	C(21) = -0,258	0,116	0,026
T _{ABR} * Log(MAT _{t-1})	C(22) = 0,037	0,132	0,777
T _{ABR} * Log(DIP _t)	C(23) = -0,710	0,585	0,225
T _{ABR} * Log(DIP _{t-1})	C(24) = 1,016	0,574	0,077
T _{CAM} * Log(MAT _t)	C(25) = -0,179	0,035	0,000
T _{CAM} * Log(MAT _{t-1})	C(26) = 0,064	0,035	0,066
T _{CAM} * Log(DIP _t)	C(27) = 0,039	0,129	0,764
T _{CAM} * Log(DIP _{t-1})	C(28) = -0,064	0,126	0,612
T _{SAR} * Log(MAT _t)	C(29) = -0,008	0,058	0,890
T _{SAR} * Log(MAT _{t-1})	C(30) = 0,091	0,064	0,155
T _{SAR} * Log(DIP _t)	C(31) = -0,428	0,343	0,212
T _{SAR} * Log(DIP _{t-1})	C(32) = 0,713	0,347	0,041
T _{RM} * Log(MAT _t)	C(33) = -0,196	0,143	0,170
T _{RM} * Log(MAT _{t-1})	C(34) = 0,303	0,130	0,020
T _{RM} * Log(DIP _t)	C(35) = -0,811	0,918	0,377
T _{RM} * Log(DIP _{t-1})	C(36) = 0,672	0,912	0,461
R-quadro pesato	0,99		
R-quadro non pesato	0,83		
F-statistico	52.167,44		

Riferimenti bibliografici

- Adorno V., Bernini C. e Pellegrini G., 2007, The Impact of Capital Subsidies: News Estimations under Continuous Treatment, in *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 66, n.1, pp. 67-92.
- Bagella M., Becchetti L. e Londono Bedoya D.A., 2004, Investment and Export Subsidies in Italy: Who Gets Them and What Is Their Impact on Investment and Efficiency, in *Rivista di Politica Economica*, XCIV, pp. 61-101.
- Bartik T.J. e Bingham R.D. 1995, *Can economic development programs be evaluated?*, W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo MI, Staff Working Paper 95-29.
- Battese G.E. e Coelli T.J., 1995, A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production for panel data, in *Empirical Economics*, n. 20, 325-332.
- Bernini C., Centra M. e Pellegrini G., 2006, *Growth and efficiency in subsidized firms*, lavoro presentato al Workshops “The evaluation of Labour Market, Welfare and Firms Incentive Programmes”.
- Bia M. e Mattei A., 2007, Application of the Generalized Propensity Score. Evaluation of public contributions to Piedmont Enterprises, in *POLIS Working Paper*, n. 89.
- Bondonio D., 1998, La valutazione d’impatto dei programmi di incentivo allo sviluppo economico, in *Economia Pubblica*, n.6, pp. 23-52.
- Bondonio D. e Greenbaum R.T., 2006, Do Business Investment Incentives Promote Employment in Declining Areas? Evidence form EU Objective-2 Regions, in *European Urban and Regional Studies*, 13, n. 3, pp. 225-244.
- Bondonio D., 2007, The Employment Impact of Business Incentive Policies: a Comparative Evaluation of Different Forms of Assistance, in *POLIS Working Paper* 101/2007, Università del Piemonte Orientale.
- Bronzini R. e de Blasio G., 2006, Evaluating the impact of investment incentives: The case of Italy’s Law 488/1992, in *Journal of Urban Economics*, 60, n. 2, pp. 327-349.
- Bronzini R., de Blasio G., Pellegrini G. e Scognamiglio A., 2007, *The Effect of Investments Tax Credit: Evidence from an Atypical Program in Italy*, lavoro presentato al Workshop “La valutazione degli aiuti alle imprese”, organizzato dal Servizio Studi della Banca d’Italia.
- Capuano G., Fanelli L. e Pellegrini G., 2002, Incentivi o Infrastrutture? Un’analisi dell’impatto delle politiche territoriali sull’economia delle regioni meridionali tramite un approccio VAR strutturale, in *Serie Storiche*, n. 4, Dipartimento di Scienze Statistiche Università di Bologna.
- Carlucci C., Massimo C. e Parascandolo P., 2001, *Una valutazione di efficienza e di efficacia della legge 488/92*, in Atti del Convegno SIS 2001 “Processi e metodi statistici di valutazione”, pp. 265-272.
- Chiorri C., 2010, *Fondamenti di Psicometria*, McGraw-Hill Editore.
- Cipollone P. e Guelfi A., 2006, Financial Support to Permanent Job. The Italian Case, in *Politica Economica*, XXII, n.1, pp. 51-75.

- Coelli T., Perelman S. e Romano E., 1999, Accounting for Environmental Influences in Stochastic Frontier Models: With Application to International Airlines, in *Journal of Productivity Analysis*, n. 11, pp. 251-73.
- Danielis R., 2006, Correlazioni, confronti e cluster innovativi a livello regionale, in *Analisi economica dell'innovazione, strumenti di valutazione delle politiche e posizione del Friuli Venezia Giulia nel contesto europeo ed italiano*, (a cura di) S. Capellari, Franco Angeli, Milano.
- De Castris M. e Pellegrini G., 2005, Complementarietà e sostituzione tra le diverse politiche di sviluppo locale: i contratti di programma e la legge 488/92, in *Rivista Italiana di Valutazione*, Anno IX, n. 32, pp. 79-96.
- De Castris M. e Pellegrini G., 2006, *Identificazione degli effetti spaziali delle politiche di aiuto alle imprese. Il caso del Mezzogiorno*, XXVII Conferenza Italiana di Scienze Regionali.
- Gabriele R., Zamarian M. e Zaninotto E., 2007, Gli effetti degli incentivi pubblici agli investimenti industriali sui risultati di impresa: il caso del Trentino, in *L'Industria*, XXVII, n. 2, pp. 265-279.
- Greene W.H., 1980, Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions, in *Journal of Econometrics*, n. 13, pp. 27-56.
- Greene W.H., 1982, Maximum Likelihood Estimation of Stochastic Frontier Production Models, in *Journal of Econometrics*, n. 18 (2), pp. 285-289.
- Guelfi R. e Ercoli A., 2008, *Schede sinottiche di studi di valutazione degli effetti di politiche di sostegno alle imprese*, Commissione del CSS "Valutazione degli effetti delle politiche".
- Heckman J.J., Ichimura H. e Todd P.E., 1998, Matching as an Econometric Evaluation Estimator, in *Review of Economic Studies*, n. 65, pp. 261-294.
- Hirano K. e Imbens G. (2004), The propensity score with continuous treatment, in *Applied Bayesian modeling and causal inference from missing data perspective*, Gelman and Meng (eds.).
- Imai K. e Van Dyk D.A., 2004, Causal inference with general treatment regimes: generalizing the propensity score, in *Journal of the American Statistical Association*, n. 99, pp. 854-866.
- IPI, 2009, Indagine sulle iniziative agevolate con i Contratti di Programma, *II Rapporto*, IPI e Ministero dello Sviluppo Economico, Roma.
- IPI-MSE, 2004, *Guida alle agevolazioni della legge 488/92. Industria*, IPI e Ministero dello Sviluppo Economico, Roma.
- Marchesi G., Tagle L. e Befani B., 2011, Approcci alla valutazione degli effetti delle politiche di sviluppo regionale, in *Materiali UVAL*, n. 22.
- Martini A. 2006, Metodo sperimentale, approccio controfattuale e valutazione degli effetti delle politiche pubbliche, in *Rassegna Italiana di Valutazione*, n. 34.
- Martini A. e Trivellato U., 2011, *Sono soldi ben spesi?*, Marsilio Editore.
- Martini A., Mo Costabella, L. e Sisti M., 2006, *Valutare gli effetti delle politiche pubbliche: metodi e applicazioni al caso italiano*, Formez.

- Merito M., Giannageli S. e Bonaccorsi A., 2007, Gli incentivi per la ricerca e lo sviluppo industriale stimolano la produttività della ricerca e la crescita delle imprese?, in *L'Industria*, XXVII, n. 2, pp. 221-241.
- Moffit R., 1991, Program evaluation with non experimental data, in *Evaluation Review*, n. 15 (3), pp. 291-314.
- Montanino A., 1999, Dalle politiche passive alle politiche attive: il ruolo della formazione professionale, in *Mercato del lavoro e ammortizzatori sociali*, (a cura) di de Caprariis G., Il Mulino, pp. 259-298.
- O'Keefe S., 2004, Job creation in California's enterprise zones: a comparison using a propensity score matching model, in *Journal of Urban Economics*, n. 55, pp. 131-150.
- Pellegrini G. e Carlucci C., 2003, Gli effetti della legge 488/92: una valutazione dell'impatto occupazionale sulle imprese agevolate, in *Rivista Italiana degli Economisti*, VIII, n. 2, pp. 267-286.
- Pellegrini G. e Carlucci C., 2004, *Non parametric analysis of employment effects of public subsidies to capital accumulation: the case of law 488/92 in Italy*, lavoro presentato al convegno AIEL.
- Rosembaum P. e Rubin D., 1983, The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, in *Biometrika*, n. 70, pp. 41-55.
- Sisti M., 2007, La valutazione delle politiche di aiuto alle imprese: alcune prospettive d'analisi a confronto, Dispensa pubblicata in *I regimi di aiuto alle imprese 2007-2013 Quaderni Formez*, n. 59.

La tipologia economica delle aziende agricole nella UE: uno strumento per confronti tra agricolture diverse¹

Loredana De Gaetano²

Sommario

Lo scopo della tipologia comunitaria consiste nel fornire uno schema di classificazione che consenta un'analisi della situazione delle aziende agricole a livello comunitario fondata su criteri di natura economica, nonché permetta raffronti tra aziende appartenenti a varie tipologie e tra i risultati economici ottenuti nel tempo a livello nazionale e comunitario. La prima tipologia comunitaria vigente fino al 2007 ha fissato il criterio economico di base (Reddito Lordo Standard) e le modalità di classificazione delle aziende agricole. Le continue riforme della Politica agricola comune (PAC) hanno portato alla strutturazione di una nuova tipologia che prevede un nuovo criterio economico di base (Standard Output). Tale tipologia è da applicarsi in ciascuno degli Stati membri a partire dal Censimento dell'Agricoltura 2010. Scopo del presente lavoro è mostrare, dopo una breve illustrazione delle due tipologie considerate, che l'adozione dei nuovi coefficienti comporta inevitabilmente in alcuni casi una classificazione diversa per le stesse aziende rispetto alla precedente.

Parole chiave: azienda agricola, dimensione economica, orientamento tecnico-economico, produzione standard, tipologia

Abstract

The purpose of the EU typology is to provide a classification scheme for the analysis of the situation of agricultural holdings at Community level based on economic criteria, allowing comparisons between holdings belonging to various types of farming and between the economic results obtained at national and Community level over time. The first EU typology in force until 2007 fixed the basic economic criterion (Standard Gross Margin) and parameters for the classification of agricultural holdings. The continuous reforms of the Common Agricultural Policy (CAP) have led to the structuring of a new typology, which foresees a new basic economic criterion (Standard Output). This typology should be applied in all Member States from Agricultural Census 2010. The aim of this paper is to show, after a short presentation of two typologies, that the adoption of the new coefficients

¹ Il presente articolo impegna esclusivamente l'autore, le opinioni espresse non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat.

² Tecnologo (Istat), e-mail: degaetan@istat.it

inevitably leads in some cases to a different classification for the same agricultural holdings as against that obtained through the previous typology.

Keywords: agricultural holding, economic size classes, type of farming, standard output, typology

Premessa

La necessità di introdurre nelle indagini sulla struttura delle aziende agricole³ classificazioni differenti da quelle tradizionali nasce dalla consapevolezza che i risultati classici emergenti da elaborazioni di aspetti di natura propriamente fisica permettono di cogliere la struttura globale dell'agricoltura di un Paese, ma non la potenzialità interna delle aziende agricole. Infatti, le elaborazioni tradizionali forniscono informazioni riguardanti la forma di conduzione (rapporti tra impresa e lavoro), il titolo di possesso dei terreni (rapporti tra impresa e capitale fondiario), i dati di base sulle produzioni agricole (superfici per le coltivazioni e numero di capi per gli allevamenti), ma non permettono l'individuazione di aspetti di natura economica quali l'indirizzo produttivo e la dimensione economica delle aziende.

L'esigenza di avere informazioni su elementi di natura economica in grado di condurre ad una migliore definizione della realtà agricola nei vari Paesi è stata avvertita fin dagli anni '60 e ha condotto verso un nuovo tipo di elaborazioni dei dati rilevati, non più concentrate solamente su elementi di natura fisica ma anche economica, volte a sottoporre le aziende rilevate con indagini censuarie o campionarie ad una nuova classificazione che permettesse di raggruppare le aziende stesse in sottoinsiemi omogenei in funzione delle loro capacità produttive.

E' tuttavia necessario notare che la classificazione in questione, al pari di qualsiasi altro tipo di classificazione, non è un nuovo modo di rilevare i fenomeni agricoli, bensì soltanto un diverso modo di presentare ed interpretare i dati rilevati con le tradizionali indagini strutturali sulle aziende agricole, per le quali, peraltro, è indispensabile continuare ad elaborare i relativi risultati anche secondo criteri fisici.

L'esigenza, soprattutto comunitaria, di affiancare ad elaborazioni strutturali basate su criteri fisici quelle che tengano conto anche di aspetti economici nasce dalla constatazione che la limitazione ad elementi puramente fisici non permette di avere un quadro pienamente rappresentativo della realtà agricola di un Paese. In pratica, le elaborazioni classiche secondo alcuni parametri fisici dell'azienda agricola (per tipo di coltivazione, tipo di allevamento, tipo di mezzo meccanico, categoria di manodopera impiegata, ecc.) consentono di quantificare soltanto il numero delle aziende dove viene realizzata il tipo di produzione presa in esame (ad esempio, il numero delle aziende con cereali, aziende con bovini, ecc.). Più precisamente, ogni azienda viene conteggiata separatamente secondo l'attività produttiva considerata, non consentendo di conoscere

³ Cfr. Regolamento (CE) n. 1166/2008 del Parlamento Europeo e del Consiglio del 19 novembre 2008 relativo alle indagini sulla struttura delle aziende agricole e all'indagine sui metodi di produzione agricola, che ha abrogato il Regolamento (CE) n. 571/88 del Consiglio, valido per le indagini fino al 2010.

la specializzazione produttiva di ciascuna di esse. Infatti, un'azienda in cui si producono cereali e in cui è contemporaneamente allevato bestiame bovino è considerata, in uno schema di classificazione tradizionale di tipo strutturale, due volte, sia nel numero di aziende con cereali, sia in quello delle aziende con allevamento bovino. Nel caso in questione tale azienda può essere definita "cerealicola con bovini", senza alcuna indicazione della sua effettiva specializzazione produttiva e dimensione economica. Nei casi di più produzioni aziendali di natura diversa è impossibile ricollegare ad una stessa unità rilevata tali produzioni, con la evidente conseguenza, quindi, che sarebbero necessarie classificazioni talmente rarefatte e dettagliate, da rendere molto difficile, se non impossibile, qualsiasi confronto con le altre realtà agricole della UE.

Per poter ovviare a tali inconvenienti e difficoltà sopra citati, si è ritenuto necessario, pertanto, affiancare alle elaborazioni per le su citate classificazioni parziali altre elaborazioni secondo un altro criterio di classificazione che, attraverso la valutazione di parametri economici e di determinati livelli di incidenza del valore delle singole produzioni su quella totale aziendale, permettesse di superare la limitata conoscenza della redditività e capacità produttiva delle aziende agricole, consentendo di acquisire ulteriori elementi di analisi dell'universo aziendale nazionale e di compararlo con quello degli altri paesi comunitari.

1. I criteri di una classificazione di tipo economico

Le attività produttive di una azienda agricola sono costituite da diversi tipi di coltivazioni e/o allevamenti e, di conseguenza, nell'approntare una qualsiasi classificazione di tipo economico, è necessario scegliere, prima di tutto, un denominatore comune ad entrambi i tipi di attività idoneo a rappresentare non soltanto la dimensione economica di ogni azienda ma anche ad evidenziare l'importanza economica delle singole produzioni agricole, al fine di attribuire a ciascuna azienda i caratteri di specializzazione produttiva (orientamento produttivo) e di redditività economica (dimensione economica). In pratica, per poter determinare la dimensione economica di un'azienda occorre poter sommare tutte le produzioni aziendali, che essendo espresse in unità di misura diverse, devono essere ricondotte ad un unico denominatore comune. Inoltre, è possibile stabilire anche l'orientamento produttivo dell'azienda, attribuendo a ciascuna attività produttiva il corrispondente valore economico, in modo da calcolarne il peso del valore di ciascuna di esse rispetto a quello complessivo aziendale, e confrontandolo, successivamente, con predeterminate incidenze rappresentative degli orientamenti economici contemplati dallo schema di classificazione adottato.⁴

Prima di analizzare le tecniche e le metodologie da adottare per giungere alla determinazione di tipi di aziende secondo parametri puramente economici, è opportuno illustrare il modo in cui i dati di base sulle aziende sono rilevati, poiché, mentre in alcuni Paesi le informazioni sul valore delle produzioni aziendali sono ottenute in via diretta tramite la rilevazione presso i singoli conduttori di azienda, in altri esse vengono ottenute

⁴ Cfr. Decisione n.85/377/CEE del 7 giugno 1985 che istituisce una tipologia comunitaria delle aziende agricole.

per via indiretta calcolando dei valori medi relativi a determinate parti di territorio e riferiti all'unità di superficie e al capo di bestiame, rispettivamente per coltivazioni e allevamenti.⁵

Il più elementare schema di classificazione economica delle aziende agricole applicabile in un Paese è concettualmente il seguente: un'azienda agricola si dice specializzata in una determinata attività produttiva (coltivazioni o allevamenti) se il valore di tale attività supera il 50% del valore complessivo dell'insieme delle attività aziendali. Evidentemente uno schema di questo tipo può soddisfare solamente in minima parte le esigenze conoscitive, poiché permette solo marginalmente di comprendere la complessa struttura della realtà agricola presente in un Paese. Per questo motivo sono stati costruiti degli schemi più articolati idonei a cogliere le variegate realtà produttive presenti all'interno delle aziende agricole, tramite l'introduzione di valori minimi e massimi di incidenza di ogni singola attività produttiva o di diverse attività rispetto all'intero complesso produttivo aziendale.

Di norma, gli schemi tipologici presentano una struttura di orientamenti produttivi articolata gerarchicamente in più livelli di aggregazione o omogeneità produttiva: ai livelli superiori le aziende si presentano meno omogenee dal punto di vista tipologico, mentre, via via che si passa a livelli inferiori, si riscontrano aziende sempre più affini tra loro dal punto di vista economico. Così, ad esempio, se un primo livello aggrega le aziende dedite all'allevamento, il livello immediatamente successivo considera distintamente le aziende indirizzate verso l'allevamento di bovini da quelle orientate verso i suini, ovini, caprini, ecc., mentre un ulteriore livello distingue, all'interno delle aziende dedite ai bovini, quelle orientate verso la produzione di latte da quelle in cui si produce carne.

Risulta, pertanto, evidente che una classificazione così strutturata presuppone l'attribuzione di ogni singola azienda ad un solo determinato orientamento produttivo al più basso livello di aggregazione previsto, nonché l'inserimento dell'azienda stessa nei pertinenti orientamenti dei livelli via via superiori. Ciò determina la definizione di "orientamenti specializzati" propri delle aziende con un'unica o predominante attività produttiva, di "orientamenti combinati", in cui ricadono le aziende con una o più attività produttive che ricoprono una certa rilevanza rispetto alle rimanenti e "orientamenti misti", in cui sono presenti quelle aziende con nessuna attività specifica rilevante.

⁵ Esempi di classificazioni che si avvalgono di informazioni dirette per determinare l'importanza delle singole produzioni agricole sono forniti dalle tipologie adottate negli Stati Uniti, Canada e Finlandia. In questi Paesi i conduttori sono tenuti a fornire notizie oltre che sulle produzioni agricole e le consistenze di bestiame, anche sull'ammontare, espresso in termini monetari, delle vendite dei singoli prodotti aziendali. In questi casi la dimensione aziendale è espressa dal valore complessivo delle vendite, mentre l'indirizzo produttivo risulta dall'incidenza dei ricavi ottenuti dalla vendita dei singoli prodotti sul totale delle entrate dovute alle vendite complessive dell'azienda. E' necessario precisare che, in relazione a particolari coltivazioni, il valore delle vendite viene ricavato a livello di singola azienda sulla base dei dati forniti dal conduttore circa i rendimenti unitari ottenuti. Il criterio di classificazione appena accennato risulta semplice ed efficace ove non sussistano problemi di assunzione dei dati di natura economica presso i conduttori delle aziende agricole. Tuttavia tale criterio presenta degli inconvenienti non trascurabili, poiché, se da un lato permette di ottenere indicazioni abbastanza dettagliate circa il volume delle diverse produzioni aziendali e l'ammontare delle transazioni commerciali, dall'altro, non tenendo conto dei costi di produzione, tende a sopravvalutare le aziende con attività produttiva a debole valore aggiunto. A ciò bisogna aggiungere che questo criterio risulta instabile nel tempo poiché è molto sensibile alle variazioni dell'ambiente esterno alle aziende agricole: nei periodi di forte oscillazione dei prezzi agricoli o di condizioni climatiche avverse a qualche tipo di coltivazione, si possono individuare alcune aziende, che, pur mantenendo intatta la loro struttura ed il loro tipo di orientamento produttivo, si classificano diversamente da un anno all'altro, solamente a causa delle notevoli variazioni nel rendimento unitario delle singole attività o delle fluttuazioni di mercato per uno o più dei loro prodotti. Per le considerazioni sopra svolte si comprende come gli schemi di classificazione adottati in Paesi, come quelli sopra indicati, risultino instabili e pertanto non permettano di cogliere a pieno la realtà agricola.

I criteri seguiti per individuare gli orientamenti produttivi delle aziende non specializzate (ovvero a “orientamento misto”) non sono, invece, sempre di immediata interpretazione. Ciò in quanto è necessario evidenziare, tramite appropriati gradi di incidenza, combinazioni di più indirizzi produttivi, solo in una certa misura prevalenti rispetto ai rimanenti. Inoltre, essendo difficile mettere in risalto tutte le diverse linee di produzione aziendali e ogni combinazione di queste che si possono riscontrare nel Paese, si deve spesso ricorrere ad integrazioni di alcuni orientamenti con altri già evidenziati e ciò non è sempre di facile interpretazione.

2. La classificazione tipologica comunitaria prima del 2010

2.1 Il criterio di base

Per la determinazione sia dell’indirizzo produttivo che della dimensione economica, il criterio ritenuto più idoneo è il Reddito Lordo Standard (RLS). Il concetto di RLS è legato a quello di produzione lorda e di costi specifici⁶. La produzione lorda è calcolata sulla base del prezzo alla produzione, a cui vanno aggiunti gli eventuali contributi correnti alla produzione e le eventuali integrazioni di prezzo, ad esclusione dell’IVA. I costi specifici, da detrarre dalla produzione lorda per ottenere il reddito lordo, riguardano per i prodotti vegetali: le sementi e il materiale di moltiplicazione, i fertilizzanti e i prodotti fitoiatrici, le spese per l’irrigazione e il riscaldamento delle serre, i costi per il confezionamento e la trasformazione dei prodotti e le spese di assicurazione. I costi specifici per i prodotti dell’allevamento di bestiame sono relativi alla sostituzione ed al mantenimento degli animali, alle spese veterinarie, alle spese specifiche quali il confezionamento, il trattamento e la trasformazione dei prodotti ottenuti.

Tra i costi da detrarre dalla produzione lorda non sono considerati quelli relativi alla manodopera, alla meccanizzazione, alle attrezzature e ai fabbricati, nonché i lavori effettuati in azienda da terzi.

Il reddito lordo unitario è rappresentato dalla differenza tra il valore monetario della produzione lorda, riferito rispettivamente all’unità di superficie (ettaro) per le coltivazioni e al capo di bestiame per gli allevamenti, e l’importo dei costi specifici sostenuti per ottenere le produzioni stesse.

Poiché per ragioni pratiche non è possibile rilevare i redditi lordi delle singole aziende, si è ricorso ad una *standardizzazione* di questi, ovvero alla determinazione di redditi uniformi che possano rappresentare una situazione media, per ciascun prodotto, nell’ambito di un determinato territorio. Inoltre, al fine di evitare possibili anomalie dovute ad eventi eccezionali, quali perdite di raccolti, malattie degli animali, ecc., si è ritenuto opportuno normalizzare i redditi lordi standard, calcolandoli come risultati di medie aritmetiche degli ultimi tre anni di calendario precedenti l’indagine di riferimento e di applicazione.

La serie dei Redditi Lordi Standard (RLS) relativi alle singole attività produttive contemplate nello schema di classificazione è determinata, in Italia, dall’Istituto Nazionale

⁶ Cfr. Istat, 2004. *Caratteristiche tipologiche delle aziende agricole*. 5° Censimento generale dell’agricoltura 2000. Fascicolo Italia.

di Economia Agraria (INEA), il quale si avvale, nell'espletamento di tale incarico, a livello nazionale della collaborazione dell'ISTAT e del Ministero delle Politiche Agricole, e a livello regionale, degli Osservatori di Economia Agraria, quali organi periferici dell'INEA, situati presso gli Istituti di Economia Agraria delle Università.

2.2 I metodi e le procedure di classificazione

Per la determinazione dell'orientamento tecnico-economico e della dimensione economica in primo luogo si moltiplicano gli ettari di superficie e i capi di bestiame rilevati per ciascuna azienda per i corrispondenti RLS, ottenendo in tal modo, come già accennato, la conversione di dati di diversa natura in dati espressi nella stessa unità di misura economica; quindi si raggruppano i risultati secondo categorie omogenee in funzione degli indirizzi produttivi previsti nello schema di classificazione. In pratica, in base all'incidenza percentuale di ciascuna produzione o gruppo di produzioni presenti nello schema sul totale dei redditi aziendali, si giunge alla determinazione dell'orientamento tecnico-economico.

La dimensione economica dell'azienda viene, invece, determinata dalla somma di tutti i redditi relativi alle produzioni aziendali su citate. Per le indagini ante 2010, tale dimensione è stata poi espressa in Unità di Dimensione Europea (UDE), ciascuna delle quali equivalente a 1.200 euro. Le classi di UDE previste erano dieci: meno di 2, 2-<4, 4-<6, 6-<8, 8-<12, 12-<16, 16-<40, 40-<100, 100-< 250, 250 UDE ed oltre. Inoltre, soltanto per l'Italia e la Grecia, è stata prevista la possibilità di analizzare ulteriormente la prima classe, con la scissione in: meno di 1 UDE e 1-<2 UDE.

Nella classificazione europea in questione sono stati previsti, come già accennato, tre tipi di orientamenti tecnico-economici, che partendo da quelli più dettagliati (OTE particolari) per aggregazioni successive, consentivano di ottenere come secondo livello gli OTE principali e successivamente quelli generali. All'interno di ciascuno dei tre citati livelli gli OTE sono stati definiti specializzati oppure predominanti oppure misti sulla base dell'incidenza del valore dei diversi prodotti considerati per la definizione dell'OTE. Tali incidenze sono state individuate in 66% ed oltre del valore complessivo aziendale nel caso di OTE specializzati, tra il 33% e 66% per gli OTE misti con combinazioni di produzioni, meno del 33% per gli OTE misti senza alcuna produzione predominante rispetto a tutte le altre.

Nel dettaglio, la denominazione di ciascun orientamento generale indicava abbastanza chiaramente l'attività economicamente prevalente delle aziende che in esso ricadevano.

3. La nuova classificazione tipologica delle aziende agricole dal 2010

3.1 Generalità

E' opportuno riportare brevemente alcune delle motivazioni principali che hanno condotto a modificare la classificazione economica precedentemente illustrata:

- l'importanza crescente nel reddito degli agricoltori delle attività lucrative direttamente collegate all'azienda (AAL), ma diverse dalle sue attività agricole, peraltro da rilevare tra le variabili obbligatorie previste per le indagini comunitarie dal 2010 in poi. Pertanto, è necessario inserire anche nella nuova tipologia comunitaria una variabile di classificazione che rifletta la rilevanza di tali altre attività lucrative;

- la tipologia utilizzata prima del 2010 era basata sul Reddito Lordo Standard (RLS), ma, a seguito del disaccoppiamento entrato a regime nel 2005⁷ e, quindi, con la sostituzione del sistema di sostegno all'agricoltura basato sui sussidi alle produzioni agricole con un sostegno al reddito degli agricoltori nell'ambito della recente riforma PAC, si è reso necessario un notevole cambiamento anche nella composizione del RLS di molte produzioni agricole. In pratica, dal momento che il Reddito Lordo Standard (RLS) si determina sottraendo i costi variabili specifici dalla produzione lorda comprensiva dei premi legati alla produzione, la scomparsa di questi ultimi fa sì che per alcune produzioni si è ottenuto un RLS negativo, chiaramente non ammissibile ai fini della classificazione tipologica delle aziende agricole. Infatti, l'orientamento tecnico-economico e la dimensione economica delle aziende devono essere determinati sulla base di un criterio economico che resti sempre positivo. Al riguardo, da parte della Commissione UE è stato emanato un nuovo Regolamento comunitario (Reg. (CE) n. 1242/2008) con il quale è stata istituita la nuova classificazione tipologica in sostituzione della precedente, stabilendo, tra l'altro, la sostituzione del criterio economico RLS con lo Standard Output (SO), ovvero facendo riferimento alla sola produzione lorda, senza includere i sussidi legati al prodotto e senza considerare la parte relativa ai costi specifici variabili.

In sintesi, lo Standard Output di una determinata produzione agricola, sia essa un prodotto vegetale o animale, è il valore monetario della produzione, che include le vendite, i reimpieghi, l'autoconsumo e i cambiamenti nello stock dei prodotti, al prezzo franco azienda (a questa regola generale di considerare i prezzi senza i costi di trasporto e commercializzazione, fanno eccezione soltanto i prodotti per i quali è impossibile la vendita senza il confezionamento; per tali prodotti il prezzo considerato è quello del prodotto confezionato). Lo Standard Output non include i pagamenti diretti, l'imposta sul valore aggiunto e le tasse sui prodotti.

Le produzioni standard sono basate su valori medi rilevati durante un periodo di riferimento quinquennale; esse, tuttavia, devono essere attualizzate periodicamente per tener conto dell'evoluzione economica, in modo che la tipologia conservi la sua validità. Ai fini del calcolo delle produzioni standard per le indagini sulla struttura delle aziende agricole per l'anno *N*, per «periodo di riferimento» si intende l'anno *N-3*, che comprende i cinque anni consecutivi dall'anno *N-5* all'anno *N-1*. È opportuno che la frequenza dell'attualizzazione degli Standard Output sia connessa agli anni di esecuzione delle indagini di applicazione.

Il primo periodo di riferimento per il quale è stata calcolata la produzione standard corrisponde al 2007, quale anno “centrale” o medio degli anni civili 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009 o delle campagne agricole 2005/2006, 2006/2007, 2007/2008, 2008/2009 e 2009/2010. Tuttavia, ai fini dell'elaborazione del piano di selezione delle aziende contabili da inserire nell'ambito della rete comunitaria d'informazione contabile agricola (RICA)

⁷ Il disaccoppiamento degli aiuti comunitari è la pratica in base alla quale, ad ogni beneficiario di aiuti comunitari sui seminativi è stato assegnato un importo di riferimento dato dalla media degli ultimi tre anni di aiuti percepiti suddiviso per la media degli ettari denunciati nelle ultime tre campagne dal 2000 al 2003 per cui, ogni titolo, riconducibile a un ettaro di terra, avrà un valore diverso per ogni produttore a seconda degli aiuti che ha percepito mediamente nel corso dei tre anni di riferimento. Nella G.U. dell'Unione Europea L. 273 del 19.10.2005 è pubblicato il Reg. (CE) n. 1701/05 che modifica le disposizioni applicative in materia di disaccoppiamento di cui al Reg. (CE) n. 795/04, attuativo della riforma della PAC.

2010 occorre prevedere che la tipologia definita nel nuovo regolamento fosse utilizzata anche per i risultati dell'indagine sulla struttura delle aziende agricole del 2007. È occorso, pertanto, stabilire una deroga alla normativa di base, a condizione che le produzioni standard fossero calcolate con anno centrale di riferimento 2004, ma soltanto, in via eccezionale, per i tre anni civili 2003, 2004 e 2005 o le tre campagne agricole 2003/04, 2004/05 e 2005/06.⁸

Inoltre, data la crescente importanza delle attività non agricole nella formazione del reddito delle aziende agricole, una nuova classificazione è stata introdotta, parallelamente a quella classica che si basa su OTE e UDE. Si tratta della classificazione delle aziende agricole sulla base dell'importanza delle altre attività lucrative direttamente connesse all'azienda agricola (AAL) e che contribuiscono alla formazione del reddito aziendale. Queste attività devono essere svolte utilizzando le risorse dell'azienda (terreno, edifici, macchinari, prodotti agricoli, ecc.) o i prodotti dell'attività agricola. Se viene utilizzata solo la forza lavoro dell'azienda, tale attività non è considerata come AAL, così come non sono considerate AAL gli investimenti finanziari, le somme ottenute dall'affitto di terreni aziendali per scopi diversi non collegati all'attività agricola, le attività non agricole svolte all'interno dell'azienda ma che non hanno alcun legame con l'impresa agricola. Infine, per essere qualificata come AAL, un'attività deve avere carattere non occasionale e riflettere quindi una situazione "normale" dell'azienda agricola.⁹

La classificazione si basa su una stima della parte di fatturato aziendale prodotta dalle AAL e sul rapporto tra questa e il fatturato aziendale totale comprensivo dei pagamenti diretti; la stima è effettuata secondo il seguente calcolo: $Rapporto = \frac{Fatturato\ proveniente\ da\ AAL}{Fatturato\ totale\ (agricolo + AAL) + Pagamenti\ diretti}$.

Non è necessario rilevare esattamente l'ammontare di fatturato attribuibile alle AAL, è sufficiente una stima che permetta di collocare l'azienda in una delle tre classi previste e che sono individuate attraverso appositi limiti percentuali (meno del 10%, 10% - 50%, da più del 50% a meno del 100%). Essendo molto difficile immaginare una lista esaustiva di tutte le forme che le AAL possono assumere nei diversi contesti dell'agricoltura europea, la scelta della Commissione europea è stata quella di elencare una serie di generiche attività ascrivibili alla tipologia delle AAL e fornire per ognuna di esse una descrizione che permetta, caso per caso, di stabilire se la particolare attività svolta si può connaturare come AAL o se si tratta di attività non agricola e per questo da non considerare ai fini della tipologia. Le voci in elenco includono, tra le altre, le attività turistiche e ricreative svolte utilizzando le strutture agricole dell'azienda, la lavorazione di prodotti agricoli e la loro trasformazione da prodotti primari in prodotti secondari, la produzione di energia attraverso l'utilizzo di strutture agricole o prodotti dell'attività agricola, l'acquacoltura svolta utilizzando strutture e prodotti dell'azienda (perciò non la semplice attività di pesca), le prestazioni di lavoro a contratto svolte utilizzando i mezzi dell'azienda.

In sintesi, la rilevanza economica delle altre attività lucrative connesse, unitamente all'obbligatorio riferimento delle attività produttive aziendali a quelle previste dalla

⁸ Le produzioni standard vengono attualizzate per tener conto dell'evoluzione economica almeno ogni volta che viene effettuata un'indagine sulla struttura delle aziende agricole ricalcolate attraverso il metodo dell'*osservazione diretta* ogni 10 anni in corrispondenza del censimento.

⁹ Cfr. Romano R., Scardera A. 2009. *La tipologia comunitaria di classificazione delle aziende agricole* – Regolamento CE n. 1242/2008. Ambito di applicazione, definizioni e principali novità, WP Rete Rurale Nazionale, Roma.

classificazione europea delle attività economiche (NACE rev.2), ha imposto la revisione della precedente tipologia, introducendo nella nuova alcune opportune modificazioni metodologiche, tra le quali, se si escludono che la sua istituzione è avvenuta con un apposito Regolamento (e non più Decisione come in precedenza)¹⁰ e la citata sostituzione del RLS con lo SO, vanno evidenziate:

1. non è più considerato il bilancio foraggero;¹¹
2. misurazione diretta e semplice in euro della dimensione economica, al posto dell'UDE (equivalente a 1.200 euro);
3. predisposizione di un apposito manuale;¹²
4. periodo transitorio e ulteriori sviluppi.

3.2 I nuovi parametri di base

Tra tutte le novità, comunque, quella che potrebbe impattare notevolmente sulla comparabilità con il passato dei risultati censuari 2010 sugli indirizzi produttivi e sulla dimensione economica delle aziende agricole è la sostituzione del parametro di base RLS con lo Standard Output (SO).

In sintesi, lo SO risponde ai seguenti criteri:¹³

- è il valore della produzione corrispondente alla situazione media di una determinata regione per ciascuna attività produttiva agricola;
- include sia il prodotto principale che il/i prodotto/i secondario/i (il prodotto principale è quello con il valore più alto);
- non include: pagamenti diretti, IVA, tasse sui prodotti, ecc.;
- per gli animali non da riproduzione è uguale alla crescita annua;

¹⁰ La sostituzione di una Decisione con un Regolamento si è resa necessaria per fini di chiarezza, tenendo soprattutto conto del fatto che le misure sulla tipologia comunitaria non sono rivolte a destinatari specifici bensì trovano applicazione generale. La Corte di Giustizia dell'Unione Europea, infatti, ha precisato che l'elemento caratterizzante, che differenzia Decisione e Regolamento non è il numero dei destinatari ma il carattere delle disposizioni: se il testo è redatto in modo astratto e impersonale, l'atto deve essere considerato un Regolamento e non una Decisione. Pertanto, alla fine del 2008 è stato approvato il Regolamento n. 1242/2008 abrogando la Decisione 85/377/CEE, la quale ha continuato ad applicarsi esclusivamente per:

- la classificazione delle aziende RICA fino all'esercizio 2009 compreso;
- la classificazione delle aziende SPA fino all'indagine 2007 compresa.

¹¹ Tale aspetto non ha mai interessato l'Italia, in quanto nel caso di aziende con presenza di allevamenti erbivori e coltivazioni a foraggio, il nostro Paese ha considerato il valore delle produzioni foraggere uguale a zero (in quanto considerate totalmente input), mentre per altri Paesi sono state applicate "forcelle di densità" in base alle quali veniva considerato diverso da zero il surplus della produzione foraggera rispetto al fabbisogno del bestiame erbivoro. Con la nuova tipologia a causa della soppressione del bilancio foraggero, *tutto il foraggio* deve essere conteggiato e non solo quello che viene venduto. Per ovviare alla difficoltà di valutare il foraggio, che non sempre è commercializzabile, il valore di prati e pascoli temporanei, pascoli permanenti e pascoli incolti può essere determinato in riferimento al prezzo del fieno, apportando i dovuti aggiustamenti ed eventualmente utilizzando i dati riferiti al mercato più vicino.

¹² Il nuovo manuale (Typology Handbook, cfr. Doc. CPESA/SB/662) descrive la metodologia della nuova Tipologia comunitaria delle aziende agricole e il calcolo dei coefficienti della produzione standard. Lo scopo del manuale è implementare la nuova Tipologia in modo omogeneo nei diversi Stati membri, anche supportando il calcolo dello Standard Output (SO) attraverso esempi e spiegazioni pratiche. Il manuale contiene i principi di base e definizioni, determinazione dei coefficienti regionali dello SO, inventario e scelta delle fonti di dati, aggiornamento e trasmissione dei coefficienti dello SO, determinazione della dimensione economica di un'azienda agricola, determinazione dell'OTE di un'azienda agricola, determinazione dell'importanza delle altre attività lucrative extra-agricole direttamente collegate all'azienda, allegati vari (esempi di calcolo, schemi, codici, ecc.).

¹³ Cfr. Romano R., Scardera A. 2009. *La tipologia comunitaria di classificazione delle aziende agricole* – Regolamento CE n. 1242/2008. Ambito di applicazione, definizioni e principali novità, WP Rete Rurale Nazionale, Roma.

- per gli animali da riproduzione è uguale a: $\{(\text{Valore al momento di inizio della produzione (di latte e/o figli)} - \text{Valore dell'animale adulto}) / (\text{numero di anni del ciclo di produzione di latte e/o figli})\} + \text{Valore dei redi} + \text{Valore degli altri prodotti (latte, lana, ...)}$.

Come anticipato, per il calcolo delle produzioni standard si utilizzano i dati di base medi riferiti a un periodo di 5 anni: come periodo di riferimento si indica l'anno $N-3$, che comprende i 5 anni consecutivi *dall'anno $N-5$ all'anno $N-1$* .

Con riferimento al grado di dettaglio dell'orientamento tecnico-economico (OTE) si distinguono 3 (e non più 4, anche se quest'ultimo era stato inserito per tener conto delle esigenze nazionali, ma non vincolante per tutti i Paesi membri) livelli di suddivisione:

- OTE generali (8 classi);
- OTE principali (21 classi);
- OTE particolari (61 classi);
- Aziende non classificate (OTE 9).

3.3 Le variazioni rispetto alla precedente tipologia

Dal confronto tra i due schemi di classificazione emerge quanto segue: per quanto attiene gli OTE generali non è stata apportata alcuna variazione, essendo sempre 8 (seminativi, ortofloricoltura, colture permanenti, erbivori, granivori, policoltura, poliallevamento e colture-allevamento) + 1 (non classificate).

Prospetto 1 - Confronto sinottico tra tipologia precedente e nuova tipologia per OTE generali

TIPOLOGIA PRECEDENTE	NUOVA TIPOLOGIA
AZIENDE SPECIALIZZATE - PRODUZIONE VEGETALE	
1. Aziende specializzate nei seminativi	1. Aziende specializzate nei seminativi
2. Aziende specializzate in ortofloricoltura	2. Aziende specializzate in ortofloricoltura
3. Aziende specializzate nelle colture permanenti	3. Aziende specializzate nelle colture permanenti
AZIENDE SPECIALIZZATE - PRODUZIONE ANIMALE	
4. Aziende specializzate in erbivori	4. Aziende specializzate in erbivori
5. Aziende specializzate in granivori	5. Aziende specializzate in granivori
AZIENDE MISTE	
6. Aziende con policoltura	6. Aziende con policoltura
7. Aziende con poliallevamento	7. Aziende con poliallevamento
8. Aziende miste (colture-allevamento)	8. Aziende miste (colture-allevamento)
9. Aziende non classificate	9. Aziende non classificate

Nel nuovo schema di classificazione il secondo livello presenta un numero maggiore di OTE rispetto a quello precedente. Tale strategia, indubbiamente, consente di precisare più puntualmente le realtà nazionali con un maggior dettaglio classificatorio, ma al contempo appesantisce ulteriormente la classificazione tipologica in quanto in tale livello sono stati inseriti alcuni OTE che nel precedente schema erano considerati OTE particolari di livello 3. In pratica, in termini di numerosità si è passati dai precedenti 17 OTE principali agli

attuali 21 (senza tener conto dell' OTE relativo alle “Aziende non classificate”). Tale aumento di OTE è ascrivibile in particolare all'ex-OTE principale “Aziende specializzate in ortofloricoltura”, maggiormente dettagliato in quelli che in passato erano OTE particolari, ed all'ex-OTE “Aziende specializzate in granivori”, anch'esso dettagliato secondo gli OTE particolari della precedente tipologia.

Con il nuovo schema, nell'ottica di snellire lo schema di classificazione, è stato abolito il quarto livello, ma parte degli OTE particolari di tipo facoltativo, sono stati ripresi e resi obbligatori mediante inclusione nel terzo livello relativo agli OTE particolari, facendo salire a 61 il loro numero (escludendo l'OTE particolare “Aziende non classificate”).

Prospetto 2 - Confronto sinottico tra tipologia precedente e nuova tipologia per OTE principali

TIPOLOGIA PRECEDENTE	NUOVA TIPOLOGIA
AZIENDE SPECIALIZZATE - PRODUZIONE VEGETALE	
13. Aziende specializzate nella coltivazione di cereali e di piante oleaginose e proteaginose	15. Aziende specializzate nella coltivazione di cereali e di piante oleaginose e proteaginose
14. Aziende specializzate in altre colture	16. Aziende specializzate in altre colture
20. Aziende specializzate in ortofloricoltura	21. Aziende specializzate in ortofloricoltura di serra
	22. Aziende specializzate in ortofloricoltura all'aperto
	23. Aziende specializzate in altri tipi di ortofloricoltura
31. Aziende specializzate in viticoltura	35. Aziende specializzate in viticoltura
32. Aziende specializzate in frutticoltura e agrumicoltura	36. Aziende specializzate in frutticoltura e agrumicoltura
33. Aziende specializzate in olivicoltura	37. Aziende specializzate in olivicoltura
34. Aziende con diverse combinazioni di colture permanenti	38. Aziende con diverse combinazioni di colture permanenti
AZIENDE SPECIALIZZATE - PRODUZIONE ANIMALE	
41. Aziende bovine specializzate - orientamento latte	45. Aziende bovine specializzate - orientamento latte
42. Aziende bovine specializzate – orientamento allevamento e ingrasso	46. Aziende bovine specializzate – orientamento allevamento e ingrasso
43. Aziende bovine - latte, allevamento e ingrasso combinati	47. Aziende bovine - latte, allevamento e ingrasso combinati
44. Aziende con ovini, caprini ed altri erbivori	48. Aziende con ovini, caprini ed altri erbivori
50. Aziende specializzate in granivori	51. Aziende suinicole specializzate
	52. Aziende specializzate in pollame
	53. Aziende con vari granivori combinati
AZIENDE MISTE	
60. Aziende con policoltura	61. Aziende con policoltura
71. Aziende con poliallevamento ad orientamento erbivori	73. Aziende con poliallevamento ad orientamento erbivori
72. Aziende con poliallevamento ad orientamento granivori	74. Aziende con poliallevamento ad orientamento granivori
81. Aziende miste seminativi ed erbivori	83. Aziende miste seminativi ed erbivori
82. Aziende con colture diverse e allevamenti misti	84. Aziende con colture diverse e allevamenti misti

Inoltre, il nuovo schema sembra contenere alcuni miglioramenti di tipo integrativo e semplificativo, ma appare carente di alcune combinazioni di indirizzi produttivi significative in passato di eterogeneità di produzioni, il cui valore economico singolarmente considerato non superava 1/3 del valore totale aziendale. Tra i miglioramenti del tipo citato sono da ascrivere:

- un maggior dettaglio dell'ex OTE 321 "Aziende specializzate nella produzione di frutta fresca (esclusi gli agrumi, la frutta tropicale e la frutta a guscio)". Nella nuova classificazione è stato inserito un maggior dettaglio con la distinzione tra frutta fresca di origine temperata e quella di origine tropicale, non considerando, pertanto, la frutta sub-tropicale;
- tra le aziende specializzate in ortofloricoltura mista (ex OTE 203) ed in quello più specifico concernente le aziende specializzate in diverse colture ortofloricole (ex OTE 2034), il nuovo schema aggiunge un OTE particolare relativo alle "Aziende specializzate in vivai" (OTE 232);
- nell'ottica di ridurre gli OTE di terzo livello, la nuova tipologia riunisce alcune specifiche suddivisioni di ex OTE particolari. Tale è il caso del nuovo OTE 450 "Aziende specializzate nella produzione di latte", che riunisce i due precedenti OTE 411 "Aziende specializzate nella produzione di latte" e 412 "Aziende specializzate nella produzione di latte con allevamento bovino". Analogamente l'OTE 460 "Aziende bovine specializzate - orientamento allevamento e ingrasso", nel quale confluiscono gli ex OTE 421 "Aziende bovine specializzate-orientamento allevamento" e 422 "Aziende bovine specializzate-orientamento ingrasso" e il nuovo OTE 470 "Aziende bovine - latte, allevamento e ingrasso combinati", che somma gli ex OTE 431 "Aziende bovine - latte con allevamento e carne" e 432 "Aziende bovine - allevamento e carne con latte".

Altri due casi di semplificazione riguardano:

- il nuovo OTE 530 "Aziende con vari granivori combinati", nel quale confluiscono le suddivisioni 5031 "Aziende con suini ed avicoli combinati" e 5032 "Aziende con suini, avicoli ed altri granivori combinati", previste all'interno dell'ex OTE 503 "Aziende con vari granivori combinati";
- il nuovo OTE 616 "Altre aziende con policoltura", che ingloba in un unico indirizzo produttivo le suddivisioni 6061 "Aziende con policoltura ad orientamento ortofloricoltura" e 6062 "Aziende con policoltura ad orientamento colture permanenti" dell'ex OTE 606 "Aziende con policoltura ad orientamento ortofloricoltura o colture permanenti".

A fronte dei citati miglioramenti, molto verosimilmente, sempre nell'intento di semplificare e ridurre il numero degli OTE particolari, il nuovo schema di classificazione non prevede alcune combinazioni, peraltro considerate dalla tipologia precedente. Per una migliore comprensione delle variazioni fin qui evidenziate si rimanda all'Appendice (*Confronto sinottico tra tipologia precedente e nuova tipologia per OTE particolari*) del presente lavoro.

Secondo le modalità di classificazione, tutte le combinazioni sopra evidenziate e non esplicitamente contraddistinte con un apposito OTE risultano incluse negli “altri” OTE misti previsti a chiusura di ogni OTE principale.

3.4 La dimensione economica

Le classi di dimensione economica sono usate dagli Stati membri anche per fissare la soglia che definisce il campo d’osservazione RICA, per stabilire il piano di selezione del relativo campione e, di conseguenza, per pesarne i risultati.¹⁴ Le classi di dimensione economica previste dal nuovo Regolamento sono 14 a fronte delle 10 della precedente tipologia. Al riguardo, occorre ribadire che tali classi sono espresse in euro e non in UDE.

Prospetto 3 - Confronto sinottico tra tipologia precedente e nuova tipologia in termini di classi di dimensione economica

TIPOLOGIA PRECEDENTE		NUOVA TIPOLOGIA	
Classi (a)	Limiti in UDE	Classi (b)	Limiti in EURO
I	meno di 2 UDE	I	meno di 2.000 euro
II	2 - < 4	II	2.000 - < 4.000
III	4 - < 6	III	4.000 - < 8.000
IV	6 - < 8	IV	8.000 - < 15.000
V	8 - < 12	V	15.000 - < 25.000
VI	12 - < 16	VI	25.000 - < 50.000
VII	16 - < 40	VII	50.000 - < 100.000
VIII	40 - < 100	VIII	100.000 - < 250.000
IX	100 - < 250	IX	250.000 - < 500.000
X	250 UDE ed oltre	X	500.000 - < 750.000
		XI	750.000 - < 1.000.000
		XII	1.000.000 - < 1.500.000
		XIII	1.500.000 - < 3.000.000
		XIV	3.000.000 euro ed oltre

(a) Per la tipologia precedente le classi III e IV e VI, IX e X potevano essere raggruppate

(b) Per la nuova tipologia le classi IV e V, VIII e IX, X e XI, da XII a XIV o da X a XIV possono essere raggruppate

3.5 Alcuni esempi di calcolo secondo le due classificazioni

Al fine di far comprendere meglio la portata per il nostro Paese delle variazioni apportate con la nuova tipologia, in termini sia di orientamento tecnico-economico sia di dimensione economica, si ritiene opportuno presentare quattro esempi-fattispecie di aziende agricole ubicate in quattro regioni italiane.

¹⁴ Cfr. Romano R., Scardera A. 2009. *La tipologia comunitaria di classificazione delle aziende agricole* – Regolamento CE n. 1242/2008. Ambito di applicazione, definizioni e principali novità, WP Rete Rurale Nazionale, Roma.

Esempio 1 - Azienda agro-zootecnica dislocata in Veneto

DESCRIZIONE	Attività produttive dell'azienda		Tipologia precedente			Nuova tipologia		
	Unità di misura	Numero/ ettari	Reddito Lordo Standard (RLS) unitario	Reddito Lordo Standard (RLS) Totale (euro)	Incidenza % del RLS della singola attività	Standard Output (SO) unitario	Standard Output (SO) Totale (euro)	Incidenza % del (SO) della singola attività
Bovini < 1 anno - totale	Capi	27	860	23.220	11,3	1.037	0	0
Bovini 1-2 anni - femmine	Capi	8	406	3.248	1,6	650	5.200	1,7
Bovini > 2 anni - maschi	Capi	2	144	288	0,1	383	766	0,2
Giovenche > 2 anni	Capi	5	324	1.944	0,9	512	3.072	0,9
Bovini > 2 anni – altre vacche	Capi	35	314	10.990	5,4	834	29.190	9,3
Polli da carne	Capi	9.000	618	55.620	27,1	1.684	151.560	48,5
Fruento tenero	Ettari/are	45,50	1.017	46.274	22,6	921	41.906	13,4
Orzo	Ettari/are	16,20	921	14.920	7,3	734	11.891	3,8
Terreni a riposo senza aiuti finanziari	Ettari/are	5,35	0	0	0	0	0	0
Prati permanenti e pascoli	Ettari/are	31,50	0	0	0	469	14.774	4,7
Colza	Ettari/are	27,13	1.300	35.269	17,2	1.390	37.711	12,1
Leguminose da granella	Ettari/are	9,85	1.338	13.179	6,4	1.681	16.558	5,3
TOTALE VALORE (Dimensione economica)				204.952			312.628	
UDE (1.200 euro)				170,8	100,0		260,5	100,0
OTE				823			841	

Trattasi di una azienda agro-zootecnica del Veneto con allevamenti bovini ed avicoli (rispettivamente 77 e 9.000 capi), e con superfici investite a cereali (ettari 61,70), prati permanenti e pascoli (ettari 31,50), semi oleosi-colza (ettari 27,13), leguminose da granella (ettari 9,85) e con una parte della superficie aziendale (ettari 5,35) lasciata a riposo, ma senza aiuti finanziari. Secondo i criteri della classificazione tipologica ante 2010, dall'applicazione dei RLS unitari alle attività produttive, tale azienda ottiene in complesso 204.952 euro (pari a 170,8 UDE) con OTE generale 8 "Aziende miste (colture-allevamento)", principale 82 "Aziende con colture diverse e allevamenti misti" e particolare 823 "Aziende con colture diverse e allevamenti misti". Infatti, tenendo conto delle tradizionali soglie di 1/3 e 2/3, qualora il valore in termini di RLS della attività produttiva (singola e/o raggruppata) sia uguale o superiore a tali soglie, una azienda si classifica come specializzata oppure mista, nessuna specifica attività dell'azienda in esame presenta un valore uguale o superiore ai 2/3 del valore totale dell'azienda, in quanto pur se l'insieme dei pesi dei valori dei cereali, semi oleosi e leguminose da granella raggiunge il 53,6%, le

attività produttive di tipo zootecnico, complessivamente considerate (erbivori + granivori), raggiungono il 46,4%, ma né gli erbivori né i granivori raggiungono un valore distintamente compreso tra 1/3 e 2/3 del RLS aziendale. Pertanto, l'azienda si classifica tra quelle che, pur avendo una prevalenza economica di produzioni vegetali, si attribuiscono un indirizzo produttivo di tipo misto con le produzioni animali in genere.

Tale azienda, con l'applicazione della nuova tipologia e quindi del nuovo parametro di base (Standard Output), e tenendo conto delle eccezioni previste per il calcolo delle produzioni standard, che comportano un valore = 0 nel caso di presenza di vitelli in numero non eccedente quello delle vacche compresenti, si attribuisce una dimensione economica pari a 312.628 euro (pari a 260,5 UDE), ma si classifica sempre nell'OTE generale 8 corrispondente alle "Aziende miste (colture-allevamento)" ed in quello principale 84 "Aziende con colture diverse e allevamenti misti". Inoltre, poiché sia i seminativi sia i granivori raggiungono un valore di produzione standard compreso tra 1/3 e 2/3 del valore complessivo aziendale, l'azienda si attribuisce l'OTE particolare 841 "Aziende miste seminativi e granivori".

In pratica, qualora non si avessero ben fissi i due diversi concetti di redditività (tipologia precedente) e produttività (nuova tipologia) e contemporaneamente le eccezioni al calcolo dei RLS e degli SO previsti dalla normativa comunitaria, si potrebbe pensare che con la nuova tipologia si presenta una realtà economicamente più consistente (nel caso in esame, si riscontrerebbe una differenza di quasi 108 mila euro, pari a circa 90 UDE) con orientamento più puntuale (anche se sempre misto).

Il secondo esempio riguarda una azienda agro-zootecnica del Piemonte con allevamenti bovini e suini (rispettivamente 16 e 5 capi), e con superfici investite a cereali (ettari 7,00), patata (ettari 1,00), e piante sarchiate da foraggio (ettari 11,00). Secondo i criteri della classificazione tipologica ante 2010, dall'applicazione dei RLS unitari a tali attività produttive, tale azienda ottiene in complesso 24.149 euro (pari a 20,1 UDE), con OTE generale 8 "Aziende miste (colture-allevamento)", principale 81 "Aziende miste con seminativi e erbivori" e particolare 811 "Aziende con seminativi e bovini da latte". Infatti, anche in questo caso, nessuna specifica attività presenta un valore uguale o superiore ai 2/3 del valore totale dell'azienda, ma l'insieme dei pesi dei valori dei cereali, patata e piante sarchiate da foraggio raggiunge il 48,6%. Parimenti, le attività produttive di tipo zootecnico, complessivamente considerate (erbivori + granivori), raggiungono il 51,4%, ma gli erbivori da soli raggiungono un valore tra 1/3 e 2/3 del RLS aziendale (45,3%). In tale gruppo, sono presenti anche le vacche da latte, ed il loro valore risulta superiore ai 2/3 di quello degli erbivori. Pertanto, l'azienda si attribuisce un indirizzo produttivo di tipo misto con combinazioni di seminativi e erbivori da latte, in quanto il valore dei seminativi è superiore a quello degli erbivori da latte.

Esempio 2 - Azienda agro-zootecnica dislocata in Piemonte

DESCRIZIONE	Attività produttive dell'azienda		Tipologia precedente			Nuova tipologia		
	Unità di misura	Numero/ ettari	Reddito Lordo Standard (RLS) unitario	Reddito Lordo Standard (RLS) Totale (euro)	Incidenza % del RLS della singola attività	Standard Output (SO) unitario	Standard Output (SO) Totale (euro)	Incidenza % del (SO) della singola attività
Bovini Meno di 1 anno	Capi	3	1.002	3.006	12,5	1.194	0	0
Bovini 1 - <2 anni – femmine	Capi	3	424	1.272	5,3	699	2.097	4,0
Giovenche > 2 anni	Capi	1	363	363	1,5	567	567	1,1
Vacche da latte	Capi	9	697	6.273	26	1.682	15.138	28,7
Scrofe di 50 kg ed oltre	Capi	1	927	927	3,8	1.581	1.581	3,0
Altri suini	Capi	4	141	564	2,3	571	2.284	4,3
Segale	Ettari/are	2,00	858	1.716	7,1	811	1.622	3,1
Avena	Ettari/are	3,00	815	2.445	10,1	759	2.277	4,3
Altri cereali per granella	Ettari/are	2,00	755	1.510	6,3	636	1.272	2,4
Patata	Ettari/are	1,00	6.073	6.073	25,1	7.206	7.206	13,7
Piante sarchiate da foraggio	Ettari/are	11,00	1.457	0	0	1.696	18.656	35,4
TOTALE VALORE (Dimensione economica)				24.149			52.700	
UDE (1.200 euro)				20,1	100,0		43,9	100,0
OTE				811			470	

Con la nuova tipologia, tale azienda assumerebbe un OTE specializzato nelle produzioni di erbivori (OTE 4), ed in particolare si classificherebbe nell'OTE principale 47 "Aziende bovine-latte, allevamento e ingrasso combinati" ed in quello particolare 470 "Aziende bovine- latte, allevamento e ingrasso combinati", con una dimensione complessiva di euro 52.700 (pari a 43,9 UDE). La specializzazione sarebbe conseguita in quanto l'aliquota percentuale dei valori (produzioni standard) delle produzioni erbivore complessivamente considerate (36.458 euro, incluso il valore delle produzioni foraggere) supera i 2/3 del valore della produzione aziendale (35.133 euro). Gli OTE principale e particolare evidenziano che all'interno del gruppo erbivoro il valore delle vacche da latte supera i 2/3 di quello complessivo dei bovini, all'interno del quale secondo le modalità di calcolo dello SO il peso economico dei vitelli è pari a 0, in quanto il numero delle vacche da latte è superiore a quello dei vitelli.

Il terzo esempio riguarda una azienda agricola delle Marche con solo coltivazioni.

Esempio 3 - Azienda agricola dislocata nelle Marche

DESCRIZIONE	Attività produttive dell'azienda		Tipologia precedente			Nuova tipologia		
	Unità di misura	Numero/ ettari	Reddito Lordo Standard (RLS) unitario	Reddito Lordo Standard (RLS) Totale (euro)	Incidenza % del RLS della singola attività	Standard Output (SO) unitario	Standard Output (SO) Totale (euro)	Incidenza % del (SO) della singola attività
Fruento tenero	Ettari/are	75,13	597	44.853	35,6	635	47.708	33,4
Orzo	Ettari/are	5,80	584	3.387	2,7	562	3.260	2,3
Avena	Ettari/are	5,10	603	3.075	2,4	514	2.621	1,8
Colza	Ettari/are	13,30	866	11.518	9,1	1.005	13.367	9,3
Leguminose da granella	Ettari/are	26,85	832	22.339	17,7	864	23.198	16,2
Piante aromatiche, medicinali, ecc.	Ettari/are	0,01	4.280	43	..	4.800	48	..
Barbabietola da zucchero	Ettari/are	23,20	1.313	30.462	24,2	1.779	41.273	28,9
Piante sarchiate da foraggio	Ettari/are	6,50	1.573	10.225	8,1	1.771	11.512	8,1
Terreni a riposo ammessi a beneficiare di aiuti finanziari, non sfruttati economicamente	Ettari/are	2,04	0	0	0	0	0	0
TOTALE VALORE (Dimensione economica)				125.902			142.987	
UDE (1.200 euro)				104,9	100,0		119,2	100,0
OTE				142			162	

Dalla precedente tipologia tale azienda si attribuirebbe un RLS complessivo di euro 125.902, pari a 104,9 UDE, derivante esclusivamente dalle produzioni su seminativi, costituite da 4 tipologie diverse di colture (cereali, piante industriali in genere, barbabietola da zucchero e piante sarchiate da foraggio). Sono presenti anche terreni a riposo ammessi a beneficiare di aiuti finanziari, non sfruttati economicamente, con valore, pertanto, pari a 0. L'azienda, quindi, si attribuisce l'OTE generale 1 "Aziende specializzate nei seminativi" e quello principale 14 "Aziende specializzate in altre colture", e, inoltre, l'azienda assume l'OTE particolare 142 "Aziende che combinano cereali, piante oleaginose, piante proteaginose e piante sarchiate". Con la nuova classificazione, la dimensione economica secondo il contenuto previsto dalla normativa comunitaria, lieviterebbe a 142.987 euro (pari a 119,2 UDE), classificandosi, comunque, sempre come specializzata in produzione di seminativi (OTE 1), in quelle con OTE principale 16 "Aziende specializzate in altre colture" e particolare 162 "Aziende che combinano cereali, piante oleaginose, piante proteaginose e piante sarchiate", in quanto nessuno dei sottogruppi considerati supera da solo il valore dei 2/3 della produzione standard aziendale.

Nell'ultimo caso, si è presa in considerazione una azienda dislocata in Puglia. Trattasi di una azienda agro-zootecnica, con 132 bovini, 1.410 ovini, 618,00 ettari di terreno a riposo

senza aiuti finanziari, 132,00 ettari di olivo (di cui 57,00 ettari per olive da tavola) e 282,00 ettari di foraggiere avvicendate.

Secondo la precedente classificazione, tale azienda ottiene una dimensione economica di 659.907 euro (pari a 549,9 UDE). In quanto compresenti produzioni erbivore e superfici a foraggio, queste ultime non vengono calcolate ai fini dell'attribuzione degli OTE. Pertanto, l'azienda si attribuisce il 63,9% del RLS aziendale per le produzioni olivicole ed il 36,1% per quelle erbivore. In questo caso, nessuna delle due tipologie produttive supera i 2/3 del RLS totale, quindi, l'azienda attualmente si classifica con OTE generale 8 "Aziende miste (colture-allevamento)", con OTE principale 82 "Aziende con colture diverse e allevamenti misti" e particolare 822 "Aziende miste colture permanenti ed erbivori". Sempre con i limiti di 1/3 e 2/3 ma in termini di valore di produzioni standard, con la nuova classificazione tale azienda si classificherà sempre con OTE generale 8 "Aziende miste (colture-allevamento)", principale 84 "Aziende con colture diverse e allevamenti misti" e particolare 842 "Aziende miste colture permanenti ed erbivori". In pratica, l'azienda continuerà a classificarsi sempre come mista con gli stessi indirizzi produttivi della precedente tipologia (anche se con codici diversi), ma con una dimensione economica di 1.069.669 euro (pari a 891,4 UDE), in quanto il valore delle produzioni foraggiere avvicendate viene preso in considerazione anche a presenza di allevamenti erbivori e, quindi, non azzerato come nella precedente.

Esempio 4 - Azienda agro-zootecnica dislocata in Puglia

DESCRIZIONE	Attività produttive dell'azienda		Tipologia precedente			Nuova tipologia		
	Unità di misura	Numero/ ettari	Reddito Lordo Standard (RLS) unitario	Reddito Lordo Standard (RLS) Totale (euro)	Incidenza % del RLS della singola attività	Standard Output (SO) unitario	Standard Output (SO) Totale (euro)	Incidenza % del (SO) della singola attività
Bovini < 1 anno - totale	Capi	19	1.082	20.558	3,1	1.287	0	0
Bovini > 2 anni - maschi	Capi	3	239	717	0,1	428	1.284	0,1
Giovenche > 2 anni	Capi	47	278	13.066	2,0	419	19.693	1,8
Bovini > 2 anni - altre vacche	Capi	63	139	8.757	1,3	627	39.501	3,7
Pecore	Capi	1.173	140	164.220	24,9	189	221.697	20,7
Altri ovini	Capi	237	131	31.047	4,7	158	0	0
Terreni a riposo senza aiuti finanziari	Ettari/are	618,00	0	0	0	0	0	0
Olive da tavola	Ettari/are	57,00	3.481	198.417	30,1	3.283	187.131	17,5
Olive per olio	Ettari/are	75,00	2.975	223.125	33,8	2.989	224.175	21,0
Granoturco foraggero	Ettari/are	90,00	0	0	0	1.334	120.060	11,2
Altre foraggiere avvicendate	Ettari/are	192,00	0	0	0	1.334	256.128	23,9
TOTALE VALORE (Dimensione economica)				659.907			1.069.669	
UDE (1.200 euro)				549,9	100,0		891,4	100,0
OTE				822			842	

4. Considerazioni conclusive

All'interno di ogni Paese membro dell'Unione Europea esistono delle indagini sulla struttura delle aziende agricole (campionarie e censuarie), che permettono di cogliere, tra le altre caratteristiche di tipo strutturale, la situazione globale della produzione agricola (coltivazioni e allevamenti). L'applicazione di metodologie di rilevazione differenti e soprattutto, le diversità strutturali tra le aziende presenti nei vari Stati, non ha permesso in passato il confronto tra i risultati nazionali di tali indagini. L'esigenza di poter effettuare delle comparazioni spaziali e temporali tra le realtà agricole presenti nei vari Paesi, ha spinto l'Unione Europea a definire uno schema di classificazione, che permetta di confrontare i risultati ottenuti nei vari Stati tramite il raggruppamento delle aziende presenti in ciascun Paese in sottoinsiemi omogenei definiti in funzione delle loro strutture produttive. A tale scopo, a partire dal 1982, ogni Stato membro si è impegnato in un progetto comune di indagini sulla struttura delle aziende agricole, da affiancare alle indagini già esistenti negli Stati stessi. Tale tipo di indagine ha l'obiettivo di dare informazioni sull'evoluzione strutturale ed economica delle aziende, ad intervalli di tempo più ravvicinati rispetto ai censimenti.

E' tuttavia da sottolineare che il mondo agricolo, proprio per la sua peculiarità, è composto da una moltitudine di micro-realtà (aziende agricole) molto eterogenee dal punto di vista strutturale, con attività produttive che non sempre rispondono a criteri di natura economica, a motivo della loro localizzazione, della dimensione e dei canali di rapporto con l'esterno. Nasce così, la necessità di esaminare la vitalità delle aziende agricole non solo secondo le principali caratteristiche fisiche da esse possedute (superficie, numero di capi di bestiame, volume di lavoro, ecc.), ma anche in funzione di caratteri scaturiti da una valutazione del complesso delle attività realizzate in ciascuna azienda e dei fattori impiegati nei processi produttivi.

Ciò, indubbiamente, ha richiesto e richiede uno sforzo elaborativo non indifferente al fine di sottoporre le aziende rilevate con le indagini censuarie o campionarie, a classificazioni che permettano di raggruppare le aziende in modo omogeneo in funzione delle loro strutture produttive. Nei Paesi ad agricoltura avanzata, con sempre più interconnesse relazioni di quest'ultimo settore con l'industria e l'ambiente, si è manifestata l'esigenza di avere una conoscenza più puntuale della capacità produttiva dell'agricoltura. In tale direzione si è mossa l'Unione Europea con l'istituzione di una tipologia delle aziende agricole, tale da fornire non soltanto un'immagine più esauriente delle agricolture nazionali, ma anche una comparabilità tra le strutture produttive di Paesi con realtà molto differenti. Pertanto, con la prima tipologia vigente fino al 2010, le informazioni sulle aziende agricole sono state rese più ampie con la suddivisione delle stesse in gruppi il più possibile omogenei, costituiti in funzione di parametri economici, quali l'orientamento tecnico-economico (OTE) e la dimensione economica (DE). Per la determinazione sia dell'orientamento che della dimensione, il criterio ritenuto più idoneo è stato il Reddito Lordo Standard (RLS). In tale modo, si è avuta la possibilità di integrare la conoscenza della capacità produttiva delle aziende agricole con la loro redditività, consentendo così non solo confronti tra realtà subnazionali differenziate ma anche e soprattutto a livello comunitario.

Tuttavia, i continui adeguamenti e sviluppi economici ascrivibili alle riforme PAC, hanno reso tale tipologia non più idonea a rispecchiare la effettiva realtà agricola

europea, imponendo, a partire dal 2010, la sostituzione del parametro di base precedente (RLS) con uno ritenuto più stabile (Standard Output).

Naturalmente, come è apparso evidente dagli esempi di classificazione riportati all'interno del presente lavoro, la nuova tipologia comporta inevitabilmente spostamenti di aziende da una classe dimensionale all'altra, nonché di indirizzo produttivo (OTE). Infatti, “(...), per le diverse produzioni e nelle varie regioni, tali effetti possono manifestarsi in maniera e con intensità diversa, nonché a seconda dei casi cumularsi oppure annullarsi a vicenda. (...)” (F. Mari *ed al.*, 2010),¹⁵ e quindi a seguito del diverso valore economico delle attività produttive aziendali, con l'adozione della nuova tipologia gli spostamenti di orientamento tecnico economico rispetto alla precedente tipologia sono senz'altro da imputarsi all'applicazione dei nuovi coefficienti SO. Ciò in quanto dal confronto tra RLS e SO è emerso che per alcune produzioni (es. alcune piante industriali, alcuni cereali da granella, come frumento duro, frumento tenero, mais, ecc.) la scomparsa dei sussidi nel calcolo dei corrispondenti SO comporta generalmente coefficienti di valore inferiore rispetto agli analoghi calcolati per i precedenti RLS, mentre il mancato computo dei corrispondenti costi variabili dal calcolo degli SO ne accresce invece il valore. Pertanto, mentre per la maggior parte delle produzioni si riscontrano valori di SO maggiori di quelli dei RLS, in quanto produzioni agricole con costi variabili relativamente alti o che non godevano di alcun sussidio alla produzione, al contrario, per le produzioni beneficiarie di sussidi di rilevante entità e/o con costi variabili più bassi, i valori di SO risultano essere inferiori a quelli dei RLS. Al riguardo, basti riportare, come esempio, la situazione del Piemonte, dove per il frumento tenero il valore unitario di un ettaro, per l'anno centrale 2004, era pari a 878 euro se calcolato come RLS, mentre risulta diminuito a 851 euro se espresso come SO. Altrettanto per l'avena (da RLS pari a 815 euro a SO pari a 759 euro). Ne consegue che per le aziende coltivatrici esclusivamente di questi due tipi di cereali oppure con tali produzioni investite per superfici abbastanza ampie, la nuova classificazione porta ad una dimensione economica totale inferiore a quella calcolata con la precedente tipologia. Inutile evidenziare che per alcuni casi tali differenze tra RLS e SO possono far attribuire alle aziende interessate anche un diverso orientamento tecnico-economico.

¹⁵ Cfr. Mari F., Rossi R., Dell'Acqua S., Floris F., Marchetti N. 2010. *I Redditi Lordi Standard e gli Standard Output "2004" delle attività produttive agricole italiane* (a cura di F. Mari, R. Rossi), Inea.

Appendice

Confronto sinottico tra tipologia precedente e nuova tipologia per OTE particolari

TIPOLOGIA PRECEDENTE		NUOVA TIPOLOGIA
OTE particolari	Suddivisione di OTE particolari	OTE particolari
AZIENDE SPECIALIZZATE NELLE PRODUZIONI VEGETALI		
131. Aziende specializzate nei cereali (escluso il riso) e in piante oleaginose e proteaginose		151. Aziende specializzate nei cereali (escluso il riso) e in piante oleaginose e proteaginose
132. Aziende risicole specializzate		152. Aziende risicole specializzate
133. Aziende che combinano cereali, riso, piante oleaginose e piante proteaginose		153. Aziende che combinano cereali, riso, piante oleaginose e piante proteaginose
141. Aziende specializzate nelle piante sarchiate		161. Aziende specializzate nelle piante sarchiate
142. Aziende che combinano cereali, piante oleaginose, piante proteaginose e piante sarchiate		162. Aziende che combinano cereali, piante oleaginose, piante proteaginose e piante sarchiate
143. Aziende specializzate in orti in pieno campo		163. Aziende specializzate in orti in pieno campo
144. Aziende con diverse colture di seminativi	1441. Aziende specializzate nella coltura di tabacco	164. Aziende specializzate nella coltura di tabacco
	1442. Aziende specializzate nella coltura di cotone	165. Aziende specializzate nella coltura di cotone
	1443. Aziende con diverse colture di seminativi combinate	166. Aziende con diverse colture di seminativi combinate
201. Aziende specializzate in orticoltura	2011. Aziende specializzate in orticoltura all'aperto	221. Aziende specializzate in orticoltura all'aperto
	2012. Aziende specializzate in orticoltura di serra	211. Aziende specializzate in orticoltura di serra
	2013. Aziende con colture orticole combinate	
202. Aziende specializzate in floricoltura e piante ornamentali	2021. Aziende specializzate in floricoltura e piante ornamentali all'aperto	222. Aziende specializzate in floricoltura e piante ornamentali all'aperto
	2022. Aziende specializzate in floricoltura e piante ornamentali di serra	212. Aziende specializzate in floricoltura e piante ornamentali di serra
	2023. Aziende con colture floricole e piante ornamentali combinate	
203. Aziende specializzate in ortofloricoltura mista	2031. Aziende specializzate in ortofloricoltura mista all'aperto	223. Aziende specializzate in ortofloriculturamista all'aperto
	2032. Aziende specializzate in ortofloricoltura mista di serra	213. Aziende specializzate in ortofloricoltura mista di serra
	2033. Aziende specializzate nella coltura di funghi	231. Aziende specializzate nella coltura di funghi
	2034. Aziende specializzate in diverse colture ortofloricole	232. Aziende specializzate in vivai

Segue **Confronto sinottico tra tipologia precedente e nuova tipologia per OTE particolari**

<p>311. Aziende vinicole specializzate nella produzione di vini di qualità</p> <p>312. Aziende vinicole specializzate nella produzione di vini non di qualità</p> <p>313. Aziende con produzioni di vini di qualità e non combinate</p> <p>314. Aziende con produzioni vinicole varie</p> <p>321. Aziende specializzate nella produzione di frutta (esclusi gli agrumi)</p> <p>322. Aziende specializzate nella produzione di agrumi</p> <p>323. Aziende con agrumi e frutta combinati</p> <p>330. Aziende specializzate in olivicoltura</p> <p>340. Aziende con diverse combinazioni di colture permanenti</p>	<p>3141. Aziende specializzate nella produzione di uve da tavola</p> <p>3142. Aziende specializzate nella produzione di uve secche</p> <p>3143. Aziende vinicole di altro tipo</p> <p>3211. Aziende specializzate in frutta fresca ((esclusi gli agrumi)</p> <p>3212. Aziende specializzate nella produzione di frutta a guscio</p> <p>3213. Aziende con frutta fresca (esclusi gli agrumi) e a guscio combinate</p>	<p>233. Aziende specializzate in diverse colture ortofloricole</p> <p>351. Aziende vinicole specializzate nella produzione di vini di qualità</p> <p>352. Aziende vinicole specializzate nella produzione di vini non di qualità</p> <p>353. Aziende specializzate nella produzione di uve da tavola</p> <p>354. Aziende vinicole di altro tipo</p> <p>361. Aziende specializzate nella produzione di frutta fresca (esclusi gli agrumi, la frutta tropicale e la frutta a guscio)</p> <p>364. Aziende specializzate nella produzione di frutta tropicale</p> <p>363. Aziende specializzate nella produzione di frutta a guscio</p> <p>362. Aziende specializzate nella produzione di agrumi</p> <p>365. Aziende specializzate nella produzione di frutta fresca, agrumi, frutta tropicale e frutta a guscio: produzione mista</p> <p>370. Aziende specializzate in olivicoltura</p> <p>380. Aziende con diverse combinazioni di colture permanenti</p>
AZIENDE SPECIALIZZATE NELLE PRODUZIONI ANIMALI		
<p>411. Aziende specializzate nella produzione di latte</p> <p>412. Aziende specializzate nella produzione di latte con allevamento bovino</p> <p>421. Aziende bovine specializzate - orientamento allevamento</p> <p>422. Aziende bovine specializzate - orientamento ingrasso</p> <p>431. Aziende bovine - latte con allevamento e carne</p> <p>432. Aziende bovine - allevamento e carne con latte</p> <p>441. Aziende ovine specializzate</p>		<p>450. Aziende specializzate nella produzione di latte</p> <p>460. Aziende bovine specializzate - orientamento allevamento e ingrasso</p> <p>470. Aziende bovine - latte, allevamento e ingrasso combinati</p> <p>481. Aziende ovine specializzate</p>

Segue **Confronto sinottico tra tipologia precedente e nuova tipologia per OTE particolari**

442. Aziende con ovini e bovini combinati 443. Aziende caprine specializzate 444. Aziende erbivore senza alcuna attività dominante 501. Aziende specializzate in suini 502. Aziende specializzate in avicoli 503. Aziende con vari granivori combinati	5011. Aziende specializzate in suini da allevamento 5012. Aziende specializzate in suini da ingrasso 5013. Aziende con suini da allevamento e da ingrasso combinati 5021. Aziende specializzate in galline ovaiole 5022. Aziende specializzate in pollame da carne 5023. Aziende con galline ovaiole e pollame da carne combinati 5031. Aziende con suini ed avicoli combinati 5032. Aziende con suini, avicoli ed altri granivori combinati	482. Aziende con ovini e bovini combinati 483. Aziende caprine specializzate 484. Aziende con vari erbivori 511. Aziende specializzate in suini da allevamento 512. Aziende specializzate in suini da ingrasso 513. Aziende con suini da allevamento e da ingrasso combinati 521. Aziende specializzate in galline ovaiole 522. Aziende specializzate in pollame da carne 523. Aziende con galline ovaiole e pollame da carne combinati 530. Aziende con vari granivori combinati
AZIENDE MISTE		
601. Aziende con ortofloricoltura e colture permanenti combinate 602. Aziende con seminativi e ortofloricoltura combinati 603. Aziende con seminativi e vigneti combinati 604. Aziende con seminativi e colture permanenti combinati 605. Aziende con policoltura ad orientamento seminativi 606. Aziende con policoltura ad orientamento ortofloricoltura o colture permanenti 711. Aziende con poliallevamento 712. Aziende con poliallevamento ad orientamento erbivori non da latte 721. Aziende con poliallevamento: granivori e bovini da latte combinati 722. Aziende con poliallevamento: granivori ed erbivori non da latte	6061. Aziende con policoltura ad orientamento ortofloricoltura 6062. Aziende con policoltura ad orientamento colture permanenti	611. Aziende con ortofloricoltura e colture permanenti combinate 612. Aziende con seminativi e ortofloricoltura combinati 613. Aziende con seminativi e vigneti combinati 614. Aziende con seminativi e colture permanenti combinati 615. Aziende con policoltura ad orientamento seminativi 616. Altre aziende con policoltura 731. Aziende con poliallevamento ad orientamento latte 732. Aziende con poliallevamento ad orientamento erbivori non da latte 741. Aziende con poliallevamento: granivori e bovini da latte combinati 742. Aziende con poliallevamento: granivori ed erbivori non da latte

Segue **Confronto sinottico tra tipologia precedente e nuova tipologia per OTE particolari**

723. Aziende con poliallevamento: granivori ed allevamento misto		
811. Aziende miste seminativi e bovini da latte		831. Aziende miste seminativi e bovini da latte
812. Aziende miste bovini da latte e seminativi		832. Aziende miste bovini da latte e seminativi
813. Aziende miste seminativi ed erbivori non da latte		833. Aziende miste seminativi ed erbivori non da latte
814. Aziende miste erbivori non da latte e seminativi		834. Aziende miste erbivori non da latte e seminativi
821. Aziende miste seminativi e granivori		841. Aziende miste seminativi e granivori
822. Aziende miste colture permanenti ed erbivori		842. Aziende miste colture permanenti ed erbivori
823. Aziende con colture diverse e allevamenti misti	8231. Aziende apicole	843. Aziende apicole
	8232. Aziende con colture diverse e allevamenti misti	844. Aziende con colture diverse e allevamenti misti
TOTALE OTE 50	TOTALE OTE 31	TOTALE OTE 61

Riferimenti bibliografici

- Decisione n.85/377/CEE del 7 giugno 1985 che istituisce una tipologia comunitaria delle aziende agricole.
- European Commission (Eurostat). 2008. *Typology Handbook*, (Doc. CPSA/SB/662), Luxembourg, 17 July 2008.
- Istat. 2004. *Caratteristiche tipologiche delle aziende agricole*. 5° Censimento generale dell'agricoltura 2000. Fascicolo Italia.
- Mari F., Rossi R., Dell'Acqua S., Floris F., Marchetti N. 2010. *I Redditi Lordi Standard e gli Standard Output "2004" delle attività produttive agricole italiane* (a cura di F. Mari, R. Rossi), Inea .
- Regolamento (CEE) n. 571/88 del Consiglio del 29 febbraio 1988 relativo all'organizzazione di indagini comunitarie sulla struttura delle aziende agricole.
- Regolamento (CE) n. 1701/2005 della Commissione del 18 ottobre 2005 che modifica il Regolamento (CE) n. 795/2004 recante modalità di applicazione del regime di pagamento unico di cui al Regolamento (CE) n. 1782/2003 del Consiglio, che stabilisce norme comuni relative ai regimi di sostegno diretto nell'ambito della politica agricola comune e istituisce taluni regimi di sostegno a favore degli agricoltori.
- Regolamento (CE) n. 1166/2008 del Parlamento Europeo e del Consiglio del 19 novembre 2008 relativo alle indagini sulla struttura delle aziende agricole e all'indagine sui metodi di produzione agricola e che abroga il Regolamento (CEE) n. 571/88 del Consiglio.
- Regolamento (CE) n. 1242/2008 della Commissione dell'8 dicembre 2008 che istituisce una tipologia comunitaria delle aziende agricole.
- Regolamento (CE) n 1200/2009 della Commissione, del 30 novembre 2009, recante disposizioni di applicazione del Regolamento (CE) n. 1166/2008 del Parlamento Europeo e del Consiglio relativo alle indagini sulla struttura delle aziende agricole e all'indagine sui metodi di produzione agricola, per quanto riguarda i coefficienti di conversione in unità di bestiame e le definizioni delle caratteristiche.
- Romano R., Scardera A. 2009. *La tipologia comunitaria di classificazione delle aziende agricole* – Regolamento CE n. 1242/2008. Ambito di applicazione, definizioni e principali novità, WP Rete Rurale Nazionale, Roma.

Norme redazionali

La Rivista di Statistica Ufficiale pubblica contributi originali nella sezione “Temi trattati” ed eventuali discussioni a largo spettro nella sezione “Interventi”. Possono essere pubblicati articoli oggetto di comunicazioni a convegni, riportandone il riferimento specifico. Gli articoli devono essere fatti pervenire al Comitato di redazione delle pubblicazioni scientifiche Istat corredati, a parte, da una nota informativa dell’Autore contenente: appartenenza ad istituzioni, attività prevalente, qualifica, indirizzo, casella di posta elettronica, recapito telefonico e l’autorizzazione alla pubblicazione firmata dagli Autori. Ogni articolo prima della pubblicazione dovrà ricevere il parere favorevole di un referente scelto tra gli esperti dei diversi temi affrontati. Gli originali, anche se non pubblicati, non si restituiscono.

Per l’impaginazione dei lavori gli autori sono tenuti a conformarsi rigorosamente agli standard editoriali fissati dal Comitato di redazione e contenuti nel file Template.doc disponibile on line o su richiesta. In base a tali standard la lunghezza dei contributi originali per entrambe le sezioni dovrà essere limitata entro le 30-35 pagine.

Tutti i lavori devono essere corredati di un sommario nella lingua in cui sono redatti (non più di 12 righe); quelli in italiano dovranno prevedere anche un Abstract in inglese. La bibliografia, in ordine alfabetico per autore, deve essere riportata in elenco a parte alla fine dell’articolo. Quando nel testo si fa riferimento ad una pubblicazione citata nell’elenco, si metta in parentesi tonda il nome dell’autore, l’anno di pubblicazione ed eventualmente la pagina citata. Ad esempio (Bianchi, 1987, Rossi, 1988, p. 55). Quando l’autore compare più volte nello stesso anno l’ordine verrà dato dall’aggiunta di una lettera minuscola accanto all’anno di pubblicazione. Ad esempio (Bianchi, 1987a, 1987b).

Nella bibliografia le citazioni di libri e articoli vanno indicate nel seguente modo. Per i libri: cognome dell’autore seguito dall’iniziale in maiuscolo del nome, il titolo in corsivo dell’opera, l’editore, il luogo di edizione e l’anno di pubblicazione. Per gli articoli: dopo l’indicazione dell’autore si riporta il titolo tra virgolette, il titolo completo in corsivo della rivista, il numero del fascicolo e l’anno di pubblicazione. Nei riferimenti bibliografici non si devono usare abbreviazioni.

Nel testo dovrà essere di norma utilizzato il corsivo per le parole in lingua straniera e il corsivo o grassetto per quei termini o locuzioni che si vogliono porre in particolare evidenza (non vanno adoperati, per tali scopi, il maiuscolo, la sottolineatura o altro).

Gli articoli pubblicati impegnano esclusivamente gli Autori, le opinioni espresse non implicano alcuna responsabilità da parte dell’Istat.

La proprietà letteraria degli articoli pubblicati spetta alla Rivista di statistica ufficiale.

E’ vietata a norma di legge la riproduzione anche parziale senza autorizzazione e senza citarne la fonte.

Per contattare il Comitato di redazione delle pubblicazioni scientifiche Istat e per inviare lavori: rivista@istat.it. Oppure scrivere a:

Segreteria del Comitato di redazione della Rivista di Statistica Ufficiale

All’attenzione di Gilda Sonetti

Via Cesare Balbo, 16

00184 Roma

La Rivista di Statistica Ufficiale accoglie lavori che hanno come oggetto la misurazione e la comprensione dei fenomeni sociali, demografici, economici ed ambientali, la costruzione di sistemi informativi e di indicatori come supporto per le decisioni pubbliche e private, nonché le questioni di natura metodologica, tecnologica e istituzionale connesse ai processi di produzione delle informazioni statistiche e rilevanti ai fini del perseguimento dei fini della statistica ufficiale.

La Rivista di Statistica Ufficiale si propone di promuovere la collaborazione tra il mondo della ricerca scientifica, gli utilizzatori dell'informazione statistica e la statistica ufficiale, al fine di migliorare la qualità e l'analisi dei dati.

La pubblicazione nasce nel 1992 come collana di monografie "Quaderni di Ricerca ISTAT". Nel 1999 la collana viene affidata ad un editore esterno e diviene quadrimestrale con la denominazione "Quaderni di Ricerca - Rivista di Statistica Ufficiale". L'attuale denominazione, "Rivista di Statistica Ufficiale", viene assunta a partire dal n. 1/2006 e l'Istat torna ad essere editore in proprio della pubblicazione.