

rivista di statistica ufficiale

n. 2-3
2009

Temi trattati

Optimal Provisional Estimation in Short-term Surveys
Roberto Gismondi

La SAM come strumento di integrazione e analisi
Federica Battellini, Alessandra Coli e Francesca Tartamella

Multiple imputation of missing income data
in the survey on income and living conditions
Caterina Giusti

Le dinamiche produttive d'impresa
nei sistemi locali del lavoro
Luigi Costanzo, Filippo Oropallo e Stefania Rossetti

Spazio rurale e Land use quality: una proposta
per un sistema di indicatori a scala comunale in Italia
Luca Salvati, Marco Zitti e Luigi Perini

rivista di statistica ufficiale

n. 2-3
2009

Temi trattati

- | | |
|---|-----|
| Optimal Provisional Estimation in Short-term Surveys
<i>Roberto Gismondi</i> | 5 |
| La SAM come strumento di integrazione e analisi
<i>Federica Battellini, Alessandra Coli, Francesca Tartamella</i> | 35 |
| Multiple imputation of missing income data
in the survey on income and living conditions
<i>Caterina Giusti</i> | 63 |
| Le dinamiche produttive d'impresa
nei sistemi locali del lavoro
<i>Luigi Costanzo, Filippo Oropallo, Stefania Rossetti</i> | 81 |
| Spazio rurale e Land use quality: una proposta
per un sistema di indicatori a scala comunale in Italia
<i>Luca Salvati, Marco Zitti, Luigi Perini</i> | 101 |

Direttore responsabile: Patrizia Cacioli

Comitato di redazione

Coordinatore: Giulio Barcaroli

<i>Componenti:</i>	Rossana Balestrino	Francesca Di Palma	Luisa Picozzi
	Marco Ballin	Alessandra Ferrara	Mauro Politi
	Riccardo Carbini	Angela Ferruzza	Alessandra Righi
	Claudio Ceccarelli	Danila Filipponi	Luca Salvati
	Giuliana Coccia	Cristina Freguja	Giovanni Seri
	Fabio Crescenzi	Aurea Micali	Leonello Tronti
	Carla De Angelis	Nadia Mignolli	Sonia Vittozzi

Segreteria: Lorella Appolloni, Maria Silvia Cardacino, Laura Peci,
Gilda Sonetti, Antonio Trobia

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. 2-3/2009

Periodico quadrimestrale
ISSN 1828-1982

Registrazione 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 dicembre 2010
presso il Centro stampa dell'Istat
Via Tuscolana 1788 - Roma
Copie 350

Optimal Provisional Estimation in Short-term Surveys

Roberto Gismondi¹

Abstract

Timeliness is a driving feature of official statistics. In particular, in the short-term statistics framework usually a first provisional release is carried out on the basis of preliminary early respondents, followed by a final release based on late respondents as well. The revision is the difference (absolute or percent) between final and provisional estimates. In this context, according to a model assisted approach, we propose and compare some early estimation techniques aimed at reducing the average revision. Their properties are evaluated from a theoretical point of view and on the basis of an empirical attempt concerning the quarterly wholesale trade survey carried out by ISTAT (Italian National Statistical Institute) for the period 2003-2006, aimed at estimating changes along time of the quarterly average turnover.

Keywords: Late respondents; Non-response bias; Provisional estimate; Revision; Timeliness.

1. Relevance of timeliness in official short-term statistics

Among the main components on which the EU statistical definition of quality for short-term statistics is founded (EUROSTAT, 2000), accuracy and timeliness seem to be the most relevant both for producers and users of statistical data. While accuracy is normally evaluated through by the percent difference between provisional and final estimates, timeliness is measured as the time lag between the reference time point (or the end of the reference period) and the date of data dissemination.

However, along the last years in many fields of official statistics timeliness became the driving issue, both for the increasing demand of users and the need to fill the gap respect to data release standards as those already achieved by USA and other developed countries.

In particular, the EU Regulation on Short-Term Statistics (EUROSTAT, 2005) requests all the statistical institutes of the EU Member States to collect and transmit to EUROSTAT provisional short-term indicators with a reduced delay: from 60 to 30 days for retail trade, from 90 to 60 days for the other services activities not including retail trade. The goal of reducing delay in short-term data release steered theoretical and applied research in the field of official statistics, as widely commented, for instance, in ISTAT (2007).

In the follow, in the context of a given sampling survey we define as “provisional estimate” the estimation of a parameter of interest obtained on the basis of a quick sub-sample available at a time t' before time t corresponding to the “final estimate”, that will be based on a final sample including both quick and late respondents. Many results still hold in the case of a census survey as well. A revision can be calculated as the difference between final and provisional releases.

¹ Italian National Statistical Institute, Istat, e-mail: gismondi@istat.it.

In this context, according to a model assisted approach – that may be useful in order to reduce the possible bias due to the non random selection of quick respondents (section 2) – we propose and compare some early estimation techniques aimed at reducing the average revision. Their properties are evaluated from a theoretical point of view (sections 3, 4 and 5) and on the basis of an empirical attempt (section 6) concerning the quarterly wholesale trade survey carried out by ISTAT for the period 2003-2006, aimed at estimating changes along time of the quarterly average turnover. Some conclusions have been drawn in section 7.

The main original contributions can be found in section 3 – where the choice of the optimal *provisional* estimation strategy is directly connected to the particular *final* estimation strategy used –, in section 5 (especially in the second part, where a particular technique for managing self-selection bias is commented) and in section 6, which deals with an empirical attempt.

2. Review of principles, methods and open problems

The identification of the optimal *provisional* estimation and the optimal *final* estimation strategies are always strictly connected problems. Broadly speaking, both of them could require the availability of one or more auxiliary variables for *all the units* in the population. Auxiliary variables can be used for the sampling design planning (stratification, evaluation of inclusion or response probabilities), in order to build up and test a super-population model and for carrying out estimates. In Italy, the most part of official short-term statistics are based on fixed panel of enterprises (industrial production and turnover) or rotating panels with a partial overlap from one year to another (retail trade, service activities). For all the enterprises in the population, structural variables as number of persons employed and the last year turnover – which are potential *auxiliary variables* – are available from the business register ASIA at the *single unit* level.

If the strategy used for final estimation is optimal (inside a given family of estimators and according to a sampling or a model based approach), there is not a particular reason justifying the use of a different strategy for provisional estimation. However, when the final sample does not coincide with the planned theoretical sample – e.g. in the case of final non response – the final sample can not be known in advance and when provisional estimates are evaluated it could be necessary to estimate its final expected composition (section 6.1). An obvious exception is given by a census survey, when sooner or later all units respond.

If the strategy used for final estimation is not optimal (for instance, because originally it was difficult to identify the true model underlying observed data, or variables in this model were not available, or a final non-response bias occurred), the main and undesired consequence is that the provisional estimation technique which minimizes the average revision probably would not be optimal as well (section 3).

A non response bias could affect both final and provisional estimates. The problem due to late respondents is a particular case of the non-response problem; in particular, quick and late respondents could follow different models (in terms of mean and/or variability), as supposed in the case of (5.7). Late experiences (Gismondi, 2007b; ISTAT, 2007) showed that, in many empirical contexts referred to business data, the non response bias is not systematic, but could happen for some survey occasions and/or for some domains only.

The previous late applications pointed out also the relatively poor efficiency of some

traditional design based strategies for reducing non response bias. The estimation of individual response probabilities – useful to modify sampling weights of the ordinary Horvitz-Thompson estimator – is quite difficult because of randomness of some non response mechanisms and the lack of enough reliable auxiliary variables (Rizzo *et al.*, 1996). Imputation techniques render easier the estimation process, but normally do not reduce bias, because they are founded on data concerning respondent units only. These evidences stressed a wider recourse to a model based approach, as remarked in Cassel *et al.* (1983), Ekholm and Laaksonen (1991), Särndal *et al.* (1993), Valiant *et al.* (2000), Särndal and Lundström (2005). Late attempts (Clark and Chambers, 2008) avoid imputation and emphasise the use of the well known calibration approach (Lundström and Särndal, 1999).

According to a super-population approach, the optimal estimation strategy is based on minimisation of the mean squared error (*MSE*) respect to the model underlying observed data and, in a provisional estimation context, it consists in a re-weighting process applied to respondent units. The main risk is due to the need of identifying the right model, taking into account that, in a given domain of interest, more than one model could occur; moreover, when the (final) estimation strategy was established, there could have not been enough information for a correct model identification. Hedlin *et al.* (2001) stressed the risk of additional bias due to a model miss-specification even when the asymptotically design unbiased *GREG* estimator is used². These remarks underline the need to test model rightness, as showed in section 6.2.

Recourse to a model based approach often leads to identification of the optimal provisional or final sample that minimizes *MSE*. More generally, provisional estimation could be improved if one could at least partially determine the composition of the provisional sample. A possibility is given by the *balanced sampling* theory (Royall, 1992), that guarantees model unbiasedness even when the model is not correctly specified. However, in real practice quick respondents can not be determined *a priori*; as a consequence, even though recently Deville and Tillé (2004) proposed an efficient algorithm for finding a balanced sample, in the frame of official statistics there are not many applications of this criterion. Some applications can be found in Gismondi (2002) and De Vitiis *et al.* (2008).

Finally, a technical constraint is the shortness of available time series. That is the main reason why we do not deal explicitly with a time series approach, which requests for long time series as well as regularity along time of the error profile. However, useful theoretical suggestions are available in Tam (1987), Rao *et al.* (1989), Yansaneh and Fuller (1998), Battaglia and Fenga (2003).

3. A general model for deriving the optimal provisional predictor

Given a population P including N units, one can suppose that each y -value of the variable y in the population (and in the observed sample) derives from the following general super-population model:

² The *GREG* estimator (*Generalised REGression estimator*) will be defined in the next formula (4.9). Basically, in the univariate context it adds to the expansion estimator the weighted difference between the population mean and the sample mean estimate concerning an auxiliary variable x .

$$y_i = \mu_i + \varepsilon_i \quad \text{where} \quad \begin{cases} E(\varepsilon_i) = 0 & \forall i \\ \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 v_i & \forall i \\ \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad (3.1)$$

where expected values, variances and covariances are referred to the model, v is a variable determining y variability and to be specified, with the parameter σ^2 given but generally unknown. Even though a specific model (3.1) should be defined for each reference period t , at the moment time labels are not necessary. We also suppose that the main purpose of the survey is the estimation of the unknown population mean \bar{y} , even when a change must be estimated. A predictor T of the population mean is unbiased respect to (3.1) if $E(T - \bar{y}) = 0$.

Let's also indicate as S the *final* sample (including n units), observed at the end of the response process referred to a given period t , and as S_P the *preliminary* sample (including n_P units), on the basis of which *provisional* estimates are currently calculated and diffused. We can also write $S = S_P \cup S_L$, where S_L is the sub-sample including the $n_L = (n - n_P)$ *late* respondents. If \bar{S} is the part of population not observed in the final sample, \bar{S}_P and \bar{S}_L are, respectively, the parts of population not observed in the preliminary and in the late samples.

The general form of a whatever linear estimator currently used for the calculation of final estimates is:

$$T = \sum_S b_i y_i \quad (3.2)$$

where b_i are general coefficients applied to each observation belonging to the final sample S . On the other hand, the general expression for a linear estimator that can be used for calculating provisional estimates is:

$$T_P = \sum_{S_P} a_i y_i \quad (3.3)$$

where coefficients a_i could be formally different from coefficients b_i . In particular, reasonable conditions that coefficients in (3.3) should satisfy are the following ones:

$$E(T_P - T) = 0 \quad (3.4a)$$

$$E(T_P - T)^2 = \underset{\mathbf{a}_P}{\text{Min}} \quad (3.4b)$$

where \mathbf{a}_P is the vector including the n_P coefficients a_i . The logic justifying the joint use of (3.4a) and (3.4b) is that, on the average, provisional and final estimates should produce the same expected results and the variability of differences between provisional and final estimates – e.g., the average magnitude of revisions – is the lowest in the class of linear predictors.

It is easy to verify that the condition (3.4a) implies that the provisional and the final estimators have the same model mean, but it is worthwhile to note that it does not imply that both predictors are unbiased respect to the model (3.1). Under condition (3.4a), the expectation in (3.4b) is equal to the variance of revisions, *given* the form of final predictor.

If only the first condition is taken into account, one can easily obtain a general solution for the problem, since (3.4a) leads to:

$$\sum_{S_P} a_i \mu_i = \sum_S b_i \mu_i = \sum_{S_P} b_i \mu_i + \sum_{S_L} b_i \mu_i \tag{3.5}$$

that putting $a_i = b_i + \delta_i$ becomes $\sum_{S_P} \delta_i \mu_i = \sum_{S_L} b_i \mu_i$. This identity can be satisfied for different choices of \mathbf{a}_p , but a simple solution could be given by: $\delta_i = \sum_{S_L} b_i \mu_i / \sum_{S_P} \mu_i$, so that we obtain:

$$\hat{a}_i = b_i + \left(\frac{\sum_{S_L} b_i \mu_i}{\sum_{S_P} \mu_i} \right) = b_i + \gamma_P \tag{3.6}$$

According to (3.6), each weight a_i must be equal to the corresponding b_i plus a fixed coefficient that synthesises the average difference between the model profiles of provisional and late respondents. One must remark that (3.6) can be evaluated *only* if late respondents are known in advance: that is guaranteed in a census surveys; however, in a sampling context, if final respondents do not correspond to the theoretical sample, one has to estimate which late respondents will occur (section 6). For instance, if all μ_i are equal, a final predictor unbiased respect to the model is the sample mean ($b_i = 1/n$) and from (3.6) one also gets $\hat{a}_i = 1/n_P$. If $\mu_i = \beta x_i$, then an unbiased predictor under (3.1) is the ratio estimator ($b_i = \bar{x} / n \bar{x}_S$) and from (3.6) it follows $\hat{a}_i = \bar{x} / n_P \bar{x}_{S_P}$. Broadly speaking, condition (3.4a) implies that: 1) the provisional predictor keeps the same functional form of the final one, applied to provisional respondents instead of final ones; 2) the variance structure does not affect (3.6) explicitly.

Another strategy consists in considering the second condition (3.4b) as well. One can write, adding and subtracting $E(T_P)$ and $E(T)$:

$$\begin{aligned} E(T_P - T)^2 &= E[(T_P - E(T_P)) - (T - E(T)) + E(T_P) - E(T)]^2 = \\ &= V(T_P) + V(T) - 2COV(T_P, T) + [E(T_P) - E(T)]^2 \end{aligned} \tag{3.7}$$

Since condition (3.4a) implies that $[E(T_P) - E(T)]^2 = 0$, taking into account that the last term in (3.7) does not depend on the choice of \mathbf{a} and since we have, according to the model (3.1):

$$V(T_P) = \sigma^2 \sum_{S_P} a_i^2 v_i \quad V(T) = \sigma^2 \sum_S b_i^2 v_i \quad COV(T_P, T) = \sigma^2 \sum_{S_P} a_i b_i v_i \tag{3.8}$$

one can minimise the following Lagrange function:

$$\Phi(\mathbf{a}, \lambda) = \sigma^2 \left(\sum_{S_P} a_i^2 v_i + \sum_S b_i^2 v_i - 2 \sum_{S_P} a_i b_i v_i \right) + \left(\sum_{S_P} a_i \mu_i - \sum_S b_i \mu_i \right)^2 + \lambda \left(\sum_{S_P} a_i \mu_i - \sum_S b_i \mu_i \right) \quad (3.9)$$

Putting equal to zero the first derivatives of Φ respect to λ and each a_i leads to the optimal solution given by (see appendix 1):

$$T_P^* = \sum_{S_P} a_i^* y_i = \sum_{S_P} (b_i + \gamma_{Pi}) y_i \quad \text{where:} \quad \gamma_{Pi} = \left(\frac{\mu_i}{v_i} \right) \left(\sum_{S_L} b_i \mu_i \right) \left(\sum_{S_P} \mu_i^2 / v_i \right)^{-1}. \quad (3.10)$$

Also in this case, late respondents should be known (or estimated) in advance, while the main difference respect to (3.6) is that the variance structure determines the general form of the optimal provisional predictor (and, generally, of the final one as well). For instance, in this case if the final predictor is the sample mean, the provisional one will be the sample mean as well not only if all μ_i are equal, but also if $v_i=1$ for each i . The same happens when the final estimation is based on a ratio predictor: If one supposes that³:

$$\mu_i = \beta x_i \quad i=1, 2, \dots, N, \quad (3.11)$$

where the x -values concern an auxiliary deterministic variable x available for *all* the units in the population, the optimal provisional predictor is a ratio itself only if $v_i=x_i$ for each i .

The optimal solutions (3.6) and (3.10) can be written in a more compact way. Supposing (3.11) as true, if \mathbf{b}_P is the column vector containing the n_P final weights b_i concerning the provisional respondents, \mathbf{x}_P and \mathbf{x}_L are the column vectors containing, respectively, the n_P and the n_L values x_i concerning the provisional and the late respondents, Σ_P is the diagonal covariance matrix containing the n_P values v_i concerning the provisional respondents and $\mathbf{1}_P$ is a column vector containing n_P 1s, then the column vectors $\hat{\mathbf{a}}_P$ and \mathbf{a}_P^* containing the n_P optimal provisional weights will be given by, respectively:

$$\hat{\mathbf{a}}_P = \mathbf{b}_P + \frac{\mathbf{b}_L \mathbf{x}_L}{\mathbf{x}_P \mathbf{1}_P} \quad (3.12)$$

$$\mathbf{a}_P^* = \mathbf{b}_P + \frac{\Sigma_P^{-1} \mathbf{x}_P \mathbf{x}_L \mathbf{b}_L}{\mathbf{x}_P \Sigma_P^{-1} \mathbf{x}_P}. \quad (3.13)$$

The recourse to solutions (3.6) or (3.10) leads to expected squared average revisions given by, respectively:

³ According to the model (3.11), each couple of observations (y_i, y_j) with $i \neq j$ are supposed not to be linearly correlated conditionally to the correspondent x levels.

$$E(\hat{T}_P - T)^2 = \sigma^2 \left[\sum_S b_i^2 v_i + \sum_{S_P} (\gamma_{P_i}^2 - b_i^2) v_i \right] \quad (3.14)$$

$$E(T_P^* - T)^2 = \sigma^2 \left[\sum_S b_i^2 v_i + \sum_{S_P} (\gamma_{P_i}^2 - b_i^2) v_i \right]. \quad (3.15)$$

Given the form of the final estimator, the previous relations can be seen as the lowest expected revisions in two classes of predictors and under model (3.1), useful as benchmark values respect to which revisions currently calculated can be referred and evaluated.

Finally, if the search of the optimal provisional predictor is based on condition (3.4b) only – meaning that the search is carried out in the largest class of provisional predictors that do not necessarily have the same model mean than the final predictor – an explicit form for the optimal provisional predictor could not be achieved solving Lagrange minimisation by substitution. However, it can be shown (see appendix 2) that in this case the optimal solution would be given by:

$$\mathbf{a}_P^{**} = \mathbf{b}_P + (\beta^2 \mathbf{x}_P \mathbf{x}_P' + \sigma^2 \Sigma_P)^{-1} \beta^2 \mathbf{x}_P \mathbf{x}_L' \mathbf{b}_L. \quad (3.16)$$

The main difference respect to (3.13) is due to the fact that (3.16) explicitly depends on both the unknown parameters β and σ^2 , that should be estimated according to the form assumed by Σ_P .

A basic hypothesis that justifies the approach discussed in this section is that the preliminary sample is the result of a random response process. Early respondents are supposed to obey to the same super-population model than the late respondents, so that theoretical properties of provisional predictors may disappear if this assumption is removed, because of the possible bias due to the non random selection of quick respondents (see also section 5). A strategy for managing self-selection bias based on two different models for preliminary and late respondents was considered in Gismondi (2008, 95-102) and is resumed in the next formula (5.7).

4. Some particular cases

If a regression model defined by (3.1) and (3.11) is true, then (Cicchitelli *et al.* 1992, 385-387), the optimal linear predictor – e.g. the one minimising *MSE* respect to the model, $E(T - \bar{y}_U)^2$ – is:

$$T^* = \bar{y}_S \left(\frac{n}{N} \right) + \bar{x}_S \hat{\beta}^* \left(\frac{N-n}{N} \right) \quad \text{where} \quad \hat{\beta}^* = \left(\sum_S x_i y_i / v_i \right) \left(\sum_S x_i^2 / v_i \right)^{-1} \quad (4.1)$$

and its model *MSE* will be equal to:

$$MSE(T^*) = \left[\left(\sum_S x_i \right)^2 / \left(\sum_S (x_i^2 / v_i) \right) + \sum_S v_i \right] \frac{\sigma^2}{N^2}. \quad (4.2)$$

A direct consequence of (3.10) is that the optimal provisional predictor will be given by:

$$T_P^* = \bar{y}_{S_P} \left(\frac{n_P}{N} \right) + \bar{x}_{S_P} \hat{\beta}_P^* \left(\frac{N - n_P}{N} \right) \quad \text{where} \quad \hat{\beta}_P^* = \left(\sum_{S_P} x_i y_i / v_i \right) \left(\sum_{S_P} x_i^2 / v_i \right)^{-1}. \quad (4.3)$$

It keeps the same form of (4.1), but substituting the final sample S with the provisional one S_P .

On the other hand, if one considered the alternative solution (3.6), putting $f=n/N$, the final optimal formula for provisional estimation would be given by:

$$\begin{aligned} \hat{T}_P &= f \bar{x}_S \left[\frac{\bar{y}_{S_P}}{\bar{x}_{S_P}} \right] + (1-f) \bar{x}_{S_P} \left[\left(\sum_S \frac{x_i^2}{v_i} \right)^{-1} \sum_{S_P} \left(\frac{x_i}{v_i} + \frac{1}{n_P \bar{x}_{S_P}} \sum_{S_L} \frac{x_i^2}{v_i} \right) y_i \right] = \\ &= f \bar{x}_S \hat{\beta}_S + (1-f) \bar{x}_{S_P} \hat{\beta}_{S_P}. \end{aligned} \quad (4.4)$$

It is an arithmetic mean between a ratio estimator evaluated on the provisional sample – weighted with f – and a second term depending on the provisional and the late sample – weighted with $(1-f)$. However, the second expression in (4.4) better underlines that it depends on two β parameters' estimators: $\hat{\beta}_{S_P}$, that is used to expand *provisional sample data* to the *final sample* and is based on a ratio between means, and $\hat{\beta}_S$, that is used to estimate the mean of units in the *whole population* that will not belong to the *final sample*.

Let's consider the two relevant particular cases when $v=1$ and $v=x$. It follows from (4.1) that the optimal final predictors are given by, respectively, a regression estimator through the origin and the ratio estimator:

$$T_{(v=1)}^* = \left(\frac{n}{N} \right) \bar{y}_S + \left(\frac{N-n}{N} \right) \bar{x}_S \left(\sum_S x_i^2 \right)^{-1} \sum_S x_i y_i \quad \text{and} \quad T_{(v=x)}^* = \bar{y}_S \frac{\bar{x}}{\bar{x}_S}. \quad (4.5)$$

According to (4.3), the optimal provisional predictors will be given by, respectively:

$$T_{P(v=1)}^* = \left(\frac{n_P}{N} \right) \bar{y}_{S_P} + \left(\frac{N-n_P}{N} \right) \bar{x}_{S_P} \left(\sum_{S_P} x_i^2 \right)^{-1} \sum_{S_P} x_i y_i \quad \text{and} \quad T_{P(v=x)}^* = \bar{y}_{S_P} \frac{\bar{x}}{\bar{x}_{S_P}}. \quad (4.6)$$

Finally, according to (4.4), the optimal provisional predictor will be still equal to the second formula in (4.6) when $v=x$, but if $v=1$ and $v=x^2$ it will be given by (4.4) where, respectively:

$$\hat{\beta}_{S(v=1)} = \left(\bar{x}_{S_P} \sum_S x_i^2 \right)^{-1} \left(\bar{x}_{S_P} \sum_{S_P} x_i y_i + \bar{y}_{S_P} \sum_{S_L} x_i^2 \right) \quad (4.7a)$$

$$\hat{\beta}_{S(v=x^2)} = \left[\frac{n_P}{n} \left(\sum_{S_P} \frac{y_i}{n_P x_i} \right) + \frac{n-n_P}{n} \left(\frac{\bar{y}_{S_P}}{\bar{x}_{S_P}} \right) \right]. \quad (4.7b)$$

As a consequence, the use of (4.3) or (4.4) leads to *different* provisional predictors, even though they have the same expected value respect to the model than the corresponding final predictor.

Let's also note that under the model defined by (3.1) and (3.11) the sample mean – that is the estimator commonly used in the context of the survey analysed in section 6 – is biased and will be unbiased and optimal *if and only if* $x=v=1$. In particular, if under the model defined by (3.1) and (3.11) the final predictor is the sample mean, one can easily verify that the provisional predictor that – *even though model biased itself* – is optimal on the basis of (3.10) is given by:

$$T_P^* = \bar{y}_{S_P} \left(\frac{n_P}{n} \right) + \bar{x}_{S_L} \hat{\beta}_P^* \left(\frac{n - n_P}{n} \right) \quad \text{where} \quad \hat{\beta}_P^* = \left(\sum_{S_P} x_i y_i / v_i \right) \left(\sum_{S_P} x_i^2 / v_i \right)^{-1}. \quad (4.8)$$

It has the same model mean than the sample mean and is based on the same estimator of the regression coefficient given by the second (4.3); however, the basic difference respect to the provisional predictor in (4.3) is that the role of the universe is played by the final sample, because we have n_P instead of N and S_L instead of \bar{S}_P .

Finally, when $v=1$ and $v=x$, it also follows from (4.2) that the best choice of the sample simply consists, *when it is possible*, in selecting the n units in the universe having the largest x -values.

There are at least two main reasons that can justify the use of a final predictor that is not optimal under model (3.1):

1. when the estimation strategy was established, it was not possible to verify rightness of the model, so that final weights b_i could actually be different from those which minimise MSE under (3.1). For instance, that is the case when originally no auxiliary variable x was available in order to test hypothesis (3.11).
2. One could not completely trust rightness of the supposed model (3.1), so that final estimation could be based on estimators that are optimal according to other criteria. For instance, the well known and widely used *GREG* estimator is not optimal under (3.1), but it is asymptotically unbiased under whatever sampling design (Cicchitelli *et al.* 1992, 399; Brewer, 1995) and can perform similarly to a calibration estimator (Lundström and Särndal, 1999). As well known, its form under a simple random sampling design and a model as (3.1) is given by:

$$T_{GREG} = \bar{y}_{S_P} + \hat{\beta}^* (\bar{x} - \bar{x}_{S_P}) \quad (4.9)$$

where $\hat{\beta}^*$ is given by the second relation (4.1).

5. Reducing self-selection bias

A relevant issue concerns the possible *self-selection* of quick provisional respondents. As also remarked in sections 2, it can lead to biased estimates of the unknown population mean and variances (Drudi and Filippucci, 2000). As underlined by Bolfarine and Zacks (1992, 128-133), robustness of predictors of population quantities can be dealt with using three approaches: 1) imposing restrictions to the possible super-population models adopted; 2) imposing restrictions to the samples to be selected; 3) using Bayes predictors that adaptively consider the possibility that each one out of a series of alternative models

is the correct model. The first approach seems the most appropriate for the context under study and one of the most exploited in theory.

Fuller (1990, 173-174) analysed the general form of the *BLU* predictor of the population mean in a generalised least squared context. Supposing the simple case of one only auxiliary variable x , the supposed underlying model is given by:

$$y_i = \mu_y + \beta(x_i - \mu_x) + \varepsilon_i \quad \text{where:} \quad \begin{cases} E(\varepsilon_i) = 0 & \forall i \\ VAR(\varepsilon_i) = \sigma^2 & \forall i \\ COV(\varepsilon_i; \varepsilon_j) = 0 & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad (5.1)$$

where, in this case, the super-population means μ_y and μ_x are explicitly formalised into the linear model and represent, as well as β and σ^2 , unknown parameters to be estimated. Supposing a simple random sampling design, and denoting as $\hat{\mu}_x$ the *GLS* estimator for μ_x and as $\hat{\beta}$ the regression coefficient obtained in the regression of y on x using the *complete* set S of sample observations, then the estimator for the mean is given by:

$$\hat{\mu}_y = \bar{y}_S + \hat{\beta}(\hat{\mu}_x - \bar{x}_S). \quad (5.2)$$

The use of result (5.2) in a provisional estimation context follows straightforwardly. The optimal prediction of the *effective* unknown population mean \bar{y} can be based on (5.2) as well, taking into account that for provisional estimation only the provisional sample S_P is available; according to symbols introduced in section 3, we can write (5.2) as:

$$\hat{y}_P = \bar{y}_{S_P} + \hat{\beta}(\bar{x} - \bar{x}_{S_P}) \quad (5.3)$$

where the population x -mean is supposed known. The main difference between (5.3) and the *GREG* estimator (4.9) concerns estimation of β , that in (4.9) is based on the second (4.1) – e.g. a regression without constant term – instead of the ordinary linear regression, due to the presence of the constant term μ_y in the model (5.1).

A particular, relevant case is when $x=y_{(t-1)}$, so that (5.1) becomes a *longitudinal* model and the procedure (5.3) is normally very efficient when self-correlation of y along time is very high. It follows that (5.3) becomes:

$$\hat{y}_{P(t)} = \bar{y}_{S_P(t)} + \hat{\beta}(\bar{y}_{(t-1)} - \bar{y}_{S_P(t-1)}). \quad (5.4)$$

Formula (5.4) shows that, at time t , the mean calculated on provisional quick respondents must be added to the difference between true and estimated y -means at time $(t-1)$, weighted by the regression coefficient estimate. A larger expected bias reduction could be achieved if this estimate is based on *both provisional and late respondents*, because if a self-selection mechanism is operating, then the estimate based on provisional respondents only may be biased. For instance, one could carry out the estimate $\hat{\beta}_{(t-1)}$ based on final respondents with reference to the previous time $(t-1)$, using it in (5.4) instead of $\hat{\beta}_{(t)}$. A

generalisation of formula (5.4) consists in supposing a multiplicative instead of an additive model. In that case, the new provisional predictor will be a modified ratio estimator:

$$\hat{y}_{P(t)} = \bar{y}_{S_p(t)} \left(\bar{y}_{(t-1)} / \bar{y}_{S_p(t-1)} \right)^\beta \quad (5.5)$$

Rao *et al.* (1989) proposed a provisional estimator quite similar to (5.4), but: 1) referring to whatever predictor T ; 2) without supposing particular models or sampling designs; 3) proposing various techniques for estimating the coefficient β . The simplest technique is based on the formula:

$$\hat{\beta} = [Var(T_p - T)] [Var(T_p - T) + E(T_p - T)]^{-1} \quad (5.6)$$

where variance and expectation should be applied to historical revisions and $\hat{\beta}$ will be higher (lower) than one if the expected revision is negative (positive).

Other solutions can be derived introducing changes respect to the model defined by (3.1) and (3.11). In particular, Gismondi (2007b) introduced 2 different models for provisional and late respondents derived from the general model (3.1), supposing 2 sub-populations including N_p and N_L units with different couples of parameters (β_p, σ_p) and (β_L, σ_L) . Under this hypothesis, the predictor (4.1) is biased. Furthermore, it can be shown that the *BLU* predictor of the mean is:

$$\frac{1}{N} \left[y_{S_p} + \left(\frac{\beta_L}{\beta_p} x_L + x_{S_p} \right) \left(\sum_{S_p} \frac{x_{P_i} y_{P_i}}{v_{P_i}} \right) \left(\sum_{S_p} \frac{x_{P_i}^2}{v_{P_i}} \right)^{-1} \right] \left(\sum_{S_p} \frac{x_{P_i}^2}{v_{P_i}} \right)^{-1} \quad (5.7)$$

where y_{S_p} is the y -total evaluated on the n_p provisional respondents, x_{S_p} is the x -total concerning the $(N_p - n_p)$ not observed provisional units in the *provisional respondents'* sub-population and x_L is the x -total concerning the N_L units in the *late respondents'* sub-population. If $\beta_p = \beta_L$, (5.7) turns out to be equal to (4.1), while (5.7) will be as much higher (lower) than (4.1) as β_L is higher (lower) than β_p . However, implementation of (5.7) needs estimation of β_L , that in a provisional estimate context can not be carried out using actual late respondents' data, while it can be achieved through the recourse to historical data.

Another technique is based on the idea to use *different* predictors for provisional and late estimates, supposing to have identified a certain predictor that, even though potentially biased, is characterised by a relative average revision significantly lower than that of a standard unbiased predictor as (4.1). Let T_1 be a linear predictor such that:

$$E(T_1 - \bar{y}) = E(T_1 - T_{opt}) = B \quad (5.8a)$$

$$E(T_{1,P} - T_{1,F})^2 = \underset{\Omega}{Min} \quad (5.8b)$$

where Ω is the class of linear predictors of \bar{y} (not necessarily unbiased) and T_{opt} is the optimal linear predictor (for instance, (4.1)). Meaning of (5.8a) is that T_1 is affected by a model bias equal to B , while (5.8b) implies that it is, on the average, the one minimising the expected revision. Let's note that (5.8a) holds whenever the estimation is carried out, e.g. both in a provisional or a final estimation context.

It follows that a simple strategy for minimising the expected revision is given by this couple of provisional and final predictors:

$$T_P = T_{opt,P} \quad \text{and} \quad T_F = T_{1,F} + (T_{opt,P} - T_{1,P}). \quad (5.9)$$

Both predictors are model unbiased: T_P by definition, while as regards T_F it follows from (5.8a) that: $E(T_F - \bar{y}) = E(T_{1,F} - \bar{y}) + E(T_{opt,P} - T_{1,P}) = B - B = 0$. Moreover, the strategy based on (5.9) is characterised by the lowest expected revision, since we have, according to (5.8b):

$$E(T_P - T_F)^2 = E(T_{1,P} - T_{1,F})^2 = \underset{\Omega}{Min}. \quad (5.10)$$

Strategy (5.9) implies that the final estimation is not based on the use of the optimal unbiased predictor, but of an unbiased predictor that is less efficient than the optimal one. This choice can be justified by two main reasons: 1) when final estimation is carried out, a gain in efficiency should be anyway guaranteed by a largest coverage; 2) in the frame of short-term data analysis, provisional estimates tend to cover an informative relevance for economic decisions higher than the final ones. However, according to strategy (5.9) the final estimator could not be consistent.

A second strategy can be easily envisaged: if one supposes that bias B in (5.8a) remains quite steady from 2 consecutive occasions ($t-1$) and t , and that at the actual time t final estimates for time ($t-1$) are known, then one can put:

$$T_{P(t)} = T_{1,P(t)} + [T_{opt,F(t-1)} - T_{1,F(t-1)}] \quad \text{and} \quad T_{F(t)} = T_{opt,F(t)}. \quad (5.11)$$

In this case, the final estimation is based on the optimal predictor; both estimators are model unbiased and the expected revision will be the lowest one. However, quality of strategy (5.11) strictly depends on the hypothesis that level of bias along time keeps steady. On the other hand, that is one of the implicit hypotheses supposed as true according to the use of (5.4) or the strategy based on (5.6). According to the same rationale that justifies (5.5) in relation to (5.4), one could also use a final and a provisional multiplicative estimator derived from (5.9) and (5.11) given by, respectively:

$$T_{F'} = T_{1,F} (T_{opt,P} / T_{1,P}) \quad \text{and} \quad T_{P(t)'} = T_{1,P(t)} [T_{opt,F(t-1)} / T_{1,F(t-1)}]. \quad (5.12)$$

Under model (3.1), one can easily verify that the expected squared revision of the strategies (5.9) or (5.11) – putting $T_P = \sum_{S_P} a_i y_i$ and $T_F = \sum_{S_F} b_i y_i$ – will be given by:

$$E(T_{1,P} - T_{1,F})^2 = \sigma^2 \sum_{S_L} b_i^2 v_i + \sigma^2 \sum_{S_P} (b_i - a_i)^2 v_i. \quad (5.13)$$

The possibility to use strategies as (5.9) or (5.11) is another proof of the usefulness of estimators that are not necessarily unbiased respect to the model, but that could be characterised by a small average revision. An example has been supplied in the next section 6.3.

6. An application to real wholesale trade data

6.1 General overview and main goal

Since the first quarter of 2001, ISTAT (the Italian National Statistical Institute) elaborates and releases 8 quarterly index numbers (with base 2000=100) concerning turnover of the “Wholesale trade and commission trade sector” (classification NACE Rev.1⁴, activities from 51.1 to 51.9). Indexes refer to the 7 economic activities plus the total wholesale (in the follow named as “groups”), according to the following scheme: 1) NACE 51.1 - Wholesale on a fee or contract basis; 51.2 - Agriculture raw materials and live animals; 3) 51.3 - Food, beverages and tobacco; 4) 51.4-51.5-51.6 - Household goods; 5) 51.7 - Non agriculture intermediate products; 6) 51.8 - Machinery, equipment and supplies; 7) 51.9 - Other products. When calculations have been carried out, available time series of final indexes (released after 180 days from the end of the reference quarter) and provisional indexes (after 60 days) were available for the 14 quarters from I-2003 to II-2006.

The sampling survey is based on a stratified random sampling including about 7.500 units, where strata are got crossing each other 9 economic activities, 3 employment classes (1-5; 6-19; >19) and 3 geographic areas (North, Centre, South). An elementary index is currently calculated for each of the 81 strata. Calculations of higher order indexes – among which the total wholesale trade one – are based on weighted means of lower order indexes, where weights derive from structural business statistics. A peculiarity concerns the technique used to obtain each turnover index with base 2000=100: in order to better manage wave non-response, first the ratio between average turnovers referred to quarters t and $(t-4)$ is calculated; secondly, it is multiplied by the index number with base 2000=100 referred to the quarter $(t-4)$ and calculated one year before.

Non responses are mainly due to deliberate refuses, while late responses depend on delays of the response mechanism and some random factors. Up to now, the implicit hypothesis maintained in the estimation approach is that non responses (and the same late responses as well) follow a *missing at random (MAR)* mechanism; that is the theoretical justification of the recourse to the current estimator given by the ordinary sample mean, used both for provisional and final estimates (no re-weighting or imputation is used).

In order to carry out a comparative simulation using real quarterly turnover survey data, some preliminary methodological choices have been undertaken. First, the number of strata for which an elementary index is calculated has been reduced from the original 81 to 27. The choice to drop geographic area was driven by two main reasons:

- some preliminary analyses based on *Anova* models showed that geographic area is the less significant stratification variable among those considered for the original stratification;
- the use of 81 elementary domains can lead to estimates based on a too few number of respondents in each stratum, mainly as regards provisional estimates.

For the next analyses, we considered only units for which, in a given quarter, turnover concerning both quarters t and $(t-4)$ was available. Moreover, some outlier observations

⁴ According to the new classification NACE Rev.2, the wholesale trade sector is coded under division 46. Starting from the first quarter 2009, in the survey framework the new base year is 2005 and several methodological changes have been introduced.

were detected and excluded from calculations. The issue of robustness and influence of outlier observations on estimates is a well known problem, as commented by Hedlin *et al.* (2001) and Sinha (2006). In this context, it was used a set of rules that is simplified respect to the one currently used in the survey, but guaranteeing that a *provisional* unit detected as outlier will be considered outlier when *final* estimates are calculated as well⁵. For these reasons, the analysis concerned a reduced database, including, on the average, the 98,5% of the real final respondents, meaning an average quarterly number of excluded outliers equal to 68. For these reasons, final indexes obtained in this simulation do not exactly equal those already published.

On the basis of (3.11), a further crucial aspect concerns the choice of the auxiliary x variable. Possible choices could have been given, for each enterprise, by the yearly turnover or the number of persons employed derived from the business register ASIA managed by ISTAT (both referred to the year before that under observation), turnover referred to the previous quarter or turnover referred to the same quarter of the previous year. Even though the 2 last options would have been the most appropriate – since the empirical evidence shows a strong reliability of self-regressive models for quarterly turnover – they could not be applied, because the x variable must be available for each unit in the population, or it must be known at least its total referred to units not belonging to the sample, while quarterly data derive from the survey itself. The final choice was the yearly turnover derived from the business register. In the few cases when this information was not available, it was estimated, for each unit, multiplying the sum of the 4 quarterly turnover data by the average ratio between the yearly turnover derived from ASIA and the sum of the 4 quarterly turnover data calculated on those units in the stratum for which both numerator and denominator were available.

The average number of final respondents was 5.441 (table 1), ranging from 5.116 in 2003 to 5.746 in 2006. This increasing trend characterises all groups of economic activity except 1 (Wholesale on a fee or contract basis) and 7 (Other products), while group 3 (Food, beverages and tobacco) remains more or less steady. The average weighted provisional response rate was 72,8% and 70,9% if evaluated, respectively, using the x or the y variables (table 2). However, in this case there is variability along time and, in particular, a clear decrease passing from the first 2 years to the last 2 ones: for instance, provisional y -coverage passes from 84,0% in 2003 to 62,4% in 2006. This decrease characterises all groups except 1, and is due to a positive effect of reminders and follow ups – that, as already seen, produced an increase of the final respondents – but quite delayed along time, e.g. whose results are particularly relevant after 60 days from the end of the reference quarter.

As regards revisions (table 3), calculated as differences between the final and the provisional estimated index, a fundamental remark is that there is a prevalence of positive signs, but without the feature of a clear systematic bias along the observed period. Using the actual estimation strategy based on the sample mean both for provisional and final estimates, there is a prevalence of underestimations due to provisional estimates for the

⁵ Basically, 2 main controls were activated at the single unit level: 1) the ratio between turnover referred to quarters t and $(t-4)$ must range between 0,1 and 10; 2) the ratio between the highest turnover between t and $(t-4)$ and the yearly turnover of the previous year derived from the business register must range between 0,05 and 20. As described in section 6.2, the yearly turnover will be the auxiliary variable used for implementing alternative estimation strategies.

total wholesale trade (9 positive revisions against only 3 negative) and for groups 7 (10 positive revisions), 1 and 3 (9 positive revisions), 5 and 6 (8 positive revisions), while a prevalence of negative revisions (8) characterises group 2. However, the alternation of positive and negative revisions does not follow a regular pattern and the same absolute level of revisions is quite changeable along time.

Table 1 - Number of final respondents by group and year

Group of economic activity	2003	2004	2005	2006	Mean
1) Wholesale on a fee or contract basis	626	683	867	889	733
2) Agriculture raw materials and live animals	476	457	400	371	435
3) Food, beverages and tobacco	730	777	684	706	738
4) Household goods	1.570	1.745	1.644	1.656	1.657
5) Non agriculture intermediate products	701	1.032	1.050	1.077	937
6) Machinery, equipment and supplies	603	633	684	669	635
7) Other products	410	134	363	378	307
Total wholesale trade	5.116	5.461	5.692	5.746	5.441

Table 2 - Weighted provisional response rates respect to the final sample by group (quarterly averages)

Group of economic activity	2003		2004		2005		2006		Mean	
	x	y	x	y	x	y	x	y	x	y
1) Wholesale on a fee or contract basis	72,3	72,4	72,5	72,8	68,3	67,3	77,1	76,1	72,6	72,1
2) Agriculture raw materials and live animals	90,7	88,8	86,1	89,0	64,7	65,1	81,6	78,5	80,8	80,4
3) Food, beverages and tobacco	88,6	77,7	78,3	74,6	58,5	59,0	67,4	59,0	73,2	67,6
4) Household goods	83,7	79,8	80,1	79,9	65,6	66,3	60,9	59,2	72,6	71,3
5) Non agriculture intermediate products	93,8	91,4	86,0	85,1	74,9	75,1	74,0	72,3	82,2	81,0
6) Machinery, equipment and supplies	86,7	86,2	89,0	88,1	74,3	75,9	75,7	76,2	81,4	81,6
7) Other products	94,5	94,4	80,3	81,5	47,2	46,7	53,2	53,9	68,8	69,1
Total wholesale trade	88,0	84,0	80,9	79,8	57,7	57,5	64,5	62,4	72,8	70,9

Table 3 - Quarterly revisions using the sample mean (actual estimator) by group and quarter

Group	2003				2004				2005				2006	
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II
1	1,9	0,7	0,0	0,2	1,6	0,9	-1,9	-1,6	2,2	3,7	-0,8	8,3	-1,2	-0,2
2	0,4	0,7	-0,6	-1,0	-2,9	-0,5	-0,4	0,3	-6,8	-8,1	-1,3	2,6	0,0	2,5
3	-0,1	0,7	1,1	6,4	2,5	-0,3	1,3	-1,2	0,2	0,7	1,1	2,7	0,8	4,1
4	0,0	0,4	-0,1	-0,6	0,0	-0,3	1,0	0,2	0,9	-3,4	-1,6	-3,8	0,9	-4,0
5	0,7	-0,2	0,6	-1,1	0,6	2,2	6,8	-0,9	0,9	-0,7	7,8	3,8	-3,2	2,7
6	3,2	-4,6	-2,7	4,8	2,6	-0,8	0,2	-1,9	0,0	3,2	2,2	7,2	0,3	0,2
7	-1,2	0,0	-0,6	1,5	2,6	0,2	0,8	1,5	3,6	5,7	1,0	1,4	-2,7	2,2
Total	0,6	-0,2	0,1	1,4	1,0	0,4	2,4	-0,6	0,5	-0,6	2,3	1,9	-0,7	0,8

Note: Each revision is the difference between the final and the provisional index.

6.2 Model identification

Before using auxiliary information to implement some provisional estimation strategy, one should always carry out a preliminary empirical validation of model (3.1) under position (3.11), for instance according to tests as those suggested in White (1980) or Gismondi (2007a).

As regards expected values, a simple technique consists in evaluating results of the regression model:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad (6.1)$$

verifying its overall significance and, in particular, statistical significance of model parameters.

A quite similar model can be used to test model heteroschedasticity as well. It can be written as:

$$\tilde{s}_i^2 = \sigma_0^2 + \sigma_1^2 v_i + \delta_i \quad (6.2)$$

where for the i -th unit \tilde{s}_i^2 is the *empirical* y -variance and δ_i is a common random error, while one can put $v=x$ or $v=x^2$. The idea to test the hypothesis $Var(y_i)=\sigma^2 v_i$ through ordinary regression is based on the availability of n couples $(Var(y_i), v_i)$; then, one could elaborate an individual estimate $\tilde{Var}(y_i) = \tilde{s}_i^2$, where \tilde{s}_i^2 can be calculated using empirical historical data for the same unit: for instance, using data of various years referred to the same period t , or more simply data of the same year referred to different periods t . Let's note how the inclusion in (6.2) of a constant term σ_0^2 and comparison with the significance level of σ_1^2 gives the possibility to test the hypothesis $v=1$ as well.

In order to test models (6.1) and (6.2), for each year it was built up a reduced database, including only units always respondent in all quarters. Results reported in tables 4, 5a, 5b and 6 refer to 2005, that is the complete year with the largest number of final respondents (table 1). For testing model (6.1) with or without the constant term, the y variable was given by the *total* yearly turnover, got summing up *quarterly* data for each unit. Regression coefficients reported in table 4 have been calculated dividing by four the estimate of the yearly coefficient, in order to remark the average link between quarterly turnover and the previous year one (x variable).

Testing of model (6.1) led to satisfactory results (table 4), except for group 3, where the correct R^2 index is lower than 0,4 and, on a lesser extent, group 4 (about 0,7). It seems quite clear that the right model should not include a constant term, whose statistical significance is poor, with a partial exception for group 2; moreover, for groups 4 and 5 the constant term would be negative, that is a nonsense in the context under study.

A bit more controversial is the outcome of variance model (6.2) testing (tables 5a and 5b): we can resume main results as follows:

- the hypothesis $v=x^2$ works better for groups 1, 4, 5, 6 and 7, since in all these cases the correct R^2 index is higher than the corresponding index referred to the hypothesis $v=x$.
- On the other hand, the hypothesis $v=x$ should be preferred for group 2, while for group 3 poor results have been got in both cases. On the whole, turnover data concerning enterprises classified in group 3 can not be explained in a satisfactory way through a model defined by (3.1) and (3.11) nor as regards expected values or variability.

- Under the more realistic hypothesis $v=x^2$, the presence of a variance component not dependent on v (constant term) is quite always refused – with partial exceptions for groups 2 and 4 – while supposing $v=x$ one always gets negative (and not admissible) estimates, even though statistically significant for groups from 4 to 7.

One must note that all the previous results have been obtained using together both quick and late respondents, in order to assess the overall goodness of the super-population model basic structure. However, as already underlined (Gismondi, 2007b) quick and late respondents' data might be driven by different models. On this field, data used to estimate the linear model as in table 4 have been split in 2 groups – quick and late respondents – with the aim to test the potential statistical significance of the difference between the separate β parameters. Of course, this exercise can not have an operational usefulness if one can not guess *in advance* (at the moment when provisional estimates must be released) if a significant difference occurs or not.

Separate linear models have been tested for each quarter in 2005. Only in a few cases the Student's t test - aimed at verifying the statistical significance of the difference between 2 regression coefficients - resulted significant at the 1% level. In details, the test resulted significant in the following strata, labelling as “g_e” the stratum concerning group “g” and employment class “e”: 1_1 (quarter IV, time t), 2_2 (quarter I, time $(t-4)$), 3_3 (quarter II, times t and $(t-4)$), 4_3 for activity 51.5 (quarter I, time t ; quarter IV, times t and $(t-4)$), 4_3 for activity 51.6 (quarter IV, time t), 5_1 (quarter III, time t) and 5_3 (quarter I, times t and $(t-4)$).

Table 4 - Linear model test (6.1) by group – Year 2005 (total respondents)

Group	Constant in the model	Degrees of freedom	Correct R^2	Fisher's F	Parameters estimates		Significance of estimates	
					Constant	Regression coefficient	Constant	Regression coefficient
Group 1	Yes	865	0,921	7.702	>0	0,2355	0,122	0,000
	No	866		7.970		0,2362		0,000
Group 2	Yes	398	0,975	12.832	>0	0,2234	0,042	0,000
	No	399		13.844		0,2244		0,000
Group 3	Yes	682	0,366	333	>0	0,3064	0,987	0,000
	No	683		370		0,3065		0,000
Group 4	Yes	1.642	0,692	3.071	<0	0,3220	0,056	0,000
	No	1.643		3.312		0,3186		0,000
Group 5	Yes	1.048	0,996	219.395	<0	0,3087	0,715	0,000
	No	1.049		223.154		0,3087		0,000
Group 6	Yes	682	0,976	22.532	>0	0,2572	0,396	0,000
	No	683		23.716		0,2575		0,000
Group 7	Yes	361	0,833	1.484	>0	0,2730	0,122	0,000
	No	362		1.537		0,2748		0,000

Note: Fisher's F test significance level is always 0,00000.

Table 5a - Variance structure test (6.2) by group with $v=x$ – Year 2005 (total respondents)

Group	Constant in the model	Degrees of freedom	Correct R^2	Fisher's F	Parameters estimates		Significance of estimates	
					Constant	Regression coefficient	Constant	Regression coefficient
Group 1	Yes	865	0,564	859	<0	150.216	0,150	0,000
	No	866		869		148.939		0,000
Group 2	Yes	398	0,621	539	<0	234.711	0,250	0,000
	No	399		566		231.566		0,000
Group 3	Yes	682	0,068	43	<0	2.222.986	0,522	0,000
	No	683		45		2.154.754		0,000
Group 4	Yes	1.642	0,222	391	<0	36.154.866	0,000	0,000
	No	1.643		368		33.605.802		0,000
Group 5	Yes	1.048	0,652	1.690	<0	5.434.974	0,019	0,000
	No	1.049		1.684		5.395.499		0,000
Group 6	Yes	682	0,813	2.453	<0	3.955.954	0,000	0,000
	No	683		2.279		3.847.074		0,000
Group 7	Yes	361	0,885	2.301	<0	1.774.175	0,001	0,000
	No	362		2.231		1.753.680		0,000

Note: Fisher's F test significance level is always 0,00000.

Table 5b - Variance structure test (6.2) by group with $v=x^2$ – Year 2005 (total respondents)

Group	Constant in the model	Degrees of freedom	Correct R^2	Fisher's F	Parameters estimates		Significance of estimates	
					Constant	Regression coefficient	Constant	Regression coefficient
Group 1	Yes	865	0,745	1.941	>0	0,0010	0,306	0,000
	No	866		1.963		0,0010		0,000
Group 2	Yes	398	0,445	264	>0	0,0006	0,006	0,000
	No	399		270		0,0006		0,000
Group 3	Yes	682	0,034	21	>0	0,0016	0,323	0,000
	No	683		22		0,0016		0,000
Group 4	Yes	1.642	0,481	1.267	<0	0,0750	0,057	0,000
	No	1.643		1.264		0,0746		0,000
Group 5	Yes	1.048	0,754	2.772	>0	0,0014	0,474	0,000
	No	1.049		2.784		0,0014		0,000
Group 6	Yes	682	0,951	10.962	>0	0,0029	0,249	0,000
	No	683		11.034		0,0029		0,000
Group 7	Yes	361	0,930	3.942	>0	0,0011	0,149	0,000
	No	362		3.958		0,0011		0,000

Note: Fisher's F test significance level is always less than 0,0001.

However, looking at table 6 – where the 4 quarters average levels of the regression coefficients have been reported – one can note that in many cases the difference between quick and late estimates can not be neglected. For instance, in the table we have remarked

in bold all cases when the average difference is higher than 0,5⁶: they are 21 on 56, meaning that in almost the half of quick estimate occasions the *trend* of provisional respondents is seriously different from that of late respondents.

Table 6 - Estimation of the β parameter by group – Year 2005 (average of 3 employment classes)

Group	Kind of respondent	Quarter I		Quarter II		Quarter III		Quarter IV	
		Time t	Time ($t-4$)	Time t	Time ($t-4$)	Time t	Time ($t-4$)	Time t	Time ($t-4$)
Group 1	Quick	0,182	0,221	0,156	0,216	0,166	0,234	0,187	0,284
	Late	0,040	0,079	0,169	0,183	0,256	0,207	0,353	0,248
Group 2	Quick	0,247	0,298	0,299	0,335	0,265	0,310	0,256	0,273
	Late	0,251	0,385	0,246	0,336	0,216	0,246	0,266	0,244
Group 3	Quick	0,247	0,236	0,358	0,350	0,255	0,251	0,135	0,158
	Late	0,252	0,241	0,233	0,282	0,261	0,215	0,134	0,108
Group 4	Quick	0,232	0,239	0,273	0,275	0,259	0,231	0,278	0,251
	Late	0,169	0,195	0,204	0,232	0,227	0,226	0,222	0,230
Group 5	Quick	0,262	0,231	0,273	0,268	0,264	0,244	0,275	0,265
	Late	0,377	0,337	0,259	0,323	0,411	0,282	0,223	0,208
Group 6	Quick	0,198	0,209	0,203	0,218	0,156	0,159	0,268	0,284
	Late	0,213	0,187	0,271	0,275	0,240	0,224	0,288	0,259
Group 7	Quick	0,306	0,272	0,351	0,340	0,300	0,287	0,331	0,294
	Late	0,301	0,312	0,358	0,314	0,304	0,315	0,402	0,370

Note: In bold: cases with a difference between quick and late estimates higher than 0,5.

6.3 Comparison among provisional estimation strategies

In order to implement some of the provisional estimators introduced, except the sample mean, it is necessary to know the number of final respondents (early and late respondents) and the corresponding x -total, while this information can not be available at the moment of quick estimate, since late respondents can vary from a quarter to another. As a consequence, these figures must be estimated, and that will have an influence on the final revision level. The technique herein used is based on the following steps:

1. for each unit in the theoretical sample, a final response probability has been estimated. This probability is equal to 1 if the unit is a quick respondent, otherwise it is estimated according to a *logit* model, based on these auxiliary variable: yearly turnover derived from the business register, percent of occasions (along the 2 years before that under study) for which the unit was a final respondent.
2. For each of the 27 strata, the expected number of final respondents for quarter t is estimated as the average between the effective number of final respondents at times ($t-1$) – *short-term* effect – and ($t-4$) – *seasonal* effect.

⁶ This choice is subjective, but one can note that if a difference equal to 0,5 occurred in each stratum and with the same sign, then – supposing a positive trend of final respondents equal to +2,5%, +5,0% or +10% – the absolute revisions would register a proportional increase, being equal, respectively, to 0,73, 1,45 and 2,91.

3. In each stratum, units in the theoretical sample have been ordered according to their decreasing final response probabilities estimated at the step 1): the units estimated to be final respondents are those until the one occupying the position equivalent to the expected number of final respondents estimated at step 2).

Estimators used and compared have been listed in prospect 1. In all cases, it was possible to estimate the year-to-year change $t/(t-4)$ through the ratio between average turnover of the two periods, using in both cases the same auxiliary x variable and putting as y , respectively, turnover referred to quarters t and $(t-4)$. In order to obtain estimates of index numbers with base 2000=100 (those effectively released each quarter), these changes have been multiplied by the corresponding final indexes with base 2000=100 already calculated for the same quarter of the previous year.

In particular, method I – based on the sample mean calculated on early respondents – is equivalent to the criterion actually used in the survey in order to produce early and final estimates. It is worthwhile to note that quarterly changes estimated with a ratio estimator – equivalent to the optimal solutions (4.1) or (4.3) when $v=x$ – would be the same than those obtained with the sample mean. Further proposals concerning families of “modified” ratio estimators (Kadilar and Cingi, 2005) led quite always to worst estimates and have not been reported. Method II is based on the recourse to a post-stratification, which has a positive effect when in each post-stratum the average turnovers of provisional and late respondents are quite similar (Cochran, 1977, 134). In this case, post-stratification was carried out inside each of the original 27 strata and was based on post-strata built up according to 3 x -classes identified by a cluster analysis algorithm. Each stratum mean has been derived through a weighted mean of the 3 post-strata means. Methods III and IV are the optimal provisional estimators (4.8) under the model defined by (3.1) and (3.11) and under *both conditions* (3.4a) and (3.4b) if the variance structure is defined, respectively, by the hypotheses $v=1$ and $v=x^2$. Method V is based on the *GREG* estimator (4.9), under the position $v=x^2$ (that seemed to be the most realistic according to table 5b). Methods VI and VII correspond to predictors (4.7a) and (4.7b) and under the model defined by (3.1) and (3.11) are optimal on the basis of the *only condition* (3.4a), putting respectively $v=1$ and $v=x^2$; let’s note that they are formally *different* with respect to their corresponding final predictors. The last 3 methods have the goal to reduce self-selection bias. Methods VIII and IX correspond to estimators (5.9) and (5.12) and are based on the idea to modify the final estimator – according to a linear or a multiplicative model – using as provisional estimator the optimal one; in particular, the provisional estimator was given by (4.8) putting $v=x^2$, and the predictor T_1 characterised by a quite low average revision was given by (4.8), putting – respectively for provisional and final estimates:

$$\hat{\beta}_P = \sum_{S_P} [y_{it}/x_i + y_{(t-4)i}/x_i]/2n_P \quad \text{and} \quad \hat{\beta}_F = \sum_S [y_{it}/x_i + y_{(t-4)i}/x_i]/2n. \quad (6.3)$$

As a consequence, T_1 will be biased, because estimates (6.3) refer to an “average” theoretical β between time t and $(t-4)$, but since they are based on a double number of units the overall average revision is equal to 1,65 against the 2,26 got using the corresponding ordinary predictor IV and the lowest 1,75 obtained using the sample mean (table 7). Formula (6.3) is the actual best definition for T_1 , but of course other possibilities may be explored. Finally, method X corresponds to the Fuller estimator (5.4), performing quite better than the not reported (5.5).

All methods can be applied using a final estimation strategy formally similar to the provisional one, except VII, VIII (the corresponding final estimators will be III and IV) and X, while for methods X and those from I to V one can assess level of revisions using as final estimate the actual sample mean as well. Using the first option one should obtain a lower average revision level.

Prospect 1 - List of provisional estimation strategies compared in the empirical attempt

Code	Definition	Notes	Final estimator	
			Single estimator	Sample mean
I	Sample mean	It is the provisional estimator actually used. When used for estimating rates of change, it is equivalent to the ratio estimator (predictor (4.8) with $v=x$).	Yes	Yes
II	Post-stratified estimator	It is based on the use of sample mean in each post-stratum, where post-stratification is carried out inside each original stratum on the basis of 3 turnover classes.	Yes	Yes
III	Predictor (4.8) with $v=1$	Optimal provisional estimator under the model defined by (3.1) and (3.7) and under conditions (3.4a) and (3.4b) if the variance structure is coherent with the homoschedastic hypothesis $v=1$.	Yes	Yes
IV	Predictor (4.8) with $v=x^2$	Optimal provisional estimator under the model defined by (3.1) and (3.7) and under conditions (3.4a) and (3.4b) if the variance structure is coherent with the hypothesis $v=x^2$.	Yes	Yes
V	Estimator (4.9)	It is the <i>GREG</i> estimator, model unbiased under (3.1) and (3.7) and asymptotically design unbiased as well. It was tested putting $v=x^2$.	Yes	Yes
VI	Predictor (4.7a)	Optimal provisional estimator under the model defined by (3.1) and (3.7) and under condition (3.4a) if the variance structure is coherent with the homoschedastic hypothesis $v=1$.	Yes	No
VII	Predictor (4.7b)	Optimal provisional estimator under the model defined by (3.1) and (3.7) and under condition (3.4a) if the variance structure is coherent with the hypothesis $v=x^2$.	Yes ⁽¹⁾	No
VIII	Strategy (5.9)	It is based on an optimal provisional estimation (based on predictor (4.8)) and a possibly biased final estimation that should guarantee the lowest expected average revision.	Yes ⁽²⁾	No
IX	Strategy (5.12)	It is similar to VIII, but a multiplicative instead that an additive final estimator is used.	Yes	No
X	Estimator (5.4)	Linear estimator with delayed error. Derived from the Fuller model with not null correlations among units; it should reduce self-selection bias, but requires steadiness of bias along time.	No	Yes

Note: (1) Final predictor: III. (2) Final predictor: IV.

6.4 Main results

Precision of provisional indexes (60 days), in comparison with final indexes released after 180 days, can be evaluated according to the following indicators (European Central Bank, 2006):

- the mean of absolute errors (*MAE: Mean of Absolute Errors*) - where the absolute error is the absolute value of each single revision;
- the number of times for which a strategy turned out to be that with the lowest or the highest *MAE*.

On the basis of table 7 – referred to the case when, except method I, final estimates are not based on the sample mean – the best results are got using just the actual method I, leading to an average *MAE* (mean of *MAEs* of the 7 domains plus the total wholesale) equal to 1,75. The second and the third best methods are VIII (1,84) and IX (1,98) – those based on different strategies for provisional and final estimates – while methods II, V, VI and VII have a quite similar average *MAE* ranging from 2,06 and 2,15; finally, the worst method is III (2,78). Post-stratification is not useful (except for group 3) and the homoschedastic hypothesis $v=1$ is quite unrealistic: it implies that the sample mean is optimal not just because of the homoschedastic hypothesis, but as a consequence of the more realistic position $v=x$ and the fact that – as already remarked – the sample mean leads to the same estimated changes $t/(t-4)$ than the ratio estimator (optimal under $v=x$ according to (4.8)), that would lead to more precise estimates of *levels* (average quarterly turnover). Optimality of the sample mean is confirmed – and even more stressed – when the final estimator is just the sample mean (table 8), as it could have been guessed.

In addition, for some estimation strategies figure 1 resumes the percent ratios between the theoretical mean squared errors of final estimators and the levels of estimates, calculated as mean of the quarters 2006. This comparison – which is not directly referred to the provisional estimation problem – shows how the best strategies for final estimation⁷ should be IV (optimal provisional estimator under the model with $v=x$) and X (linear estimator with delayed error).

Table 7 - Levels of MAE for different provisional estimation strategies – Average 2003-2006 (final estimator: different predictors)

Strategy	GROUPS							Total	Average
	1	2	3	4	5	6	7		
I	1,67	1,91	<u>1,76</u>	1,39	2,38	2,14	1,86	0,93	1,75
II	1,90	1,97	1,64	1,46	4,18	2,41	1,89	1,40	2,11
III	3,31	2,59	2,11	2,23	4,90	3,52	1,83	1,72	2,78
IV	4,56	2,04	2,78	1,13	1,46	2,27	3,07	0,74	2,26
V	2,23	<u>1,95</u>	1,84	1,19	3,91	2,29	1,55	1,48	2,06
VI	3,31	2,19	1,90	1,52	2,99	2,65	<u>1,63</u>	1,00	2,15
VII	2,50	2,01	2,75	1,77	<u>1,80</u>	2,46	2,76	<u>0,84</u>	2,11
VIII	<u>1,17</u>	2,15	2,06	<u>1,03</u>	3,79	<u>1,76</u>	2,08	1,83	1,98
IX	1,02	1,98	1,97	0,84	3,54	1,64	2,04	1,70	<u>1,84</u>

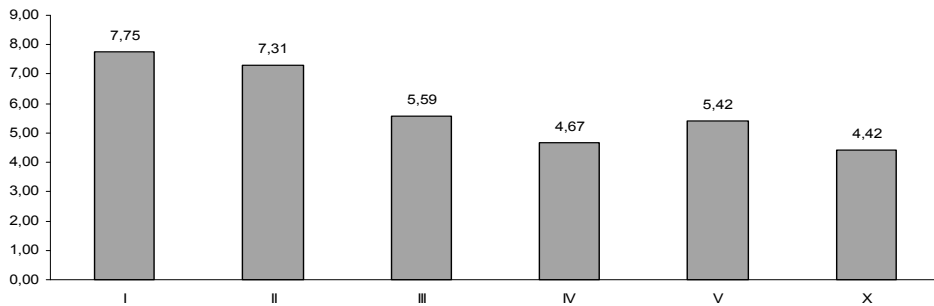
Note: in bold the “best” estimator, underlined the “second best”.

⁷ In case of absence of self-selection bias, these strategies should be the best ones for provisional estimation as well. The mean squared errors have been estimated through a *bootstrap* procedure based on 1.000 replications.

Table 8 - Levels of MAE for different provisional estimation strategies – Average 2003-2006 by group (final estimator: sample mean)

Strategy	GROUPS							Total	Average
	1	2	3	4	5	6	7		
I	1,67	<u>1,91</u>	<u>1,76</u>	<u>1,39</u>	2,38	2,14	1,86	0,93	1,75
II	<u>1,75</u>	1,93	1,73	1,49	4,21	2,44	<u>1,84</u>	1,48	<u>2,11</u>
III	3,05	2,59	2,61	2,30	4,59	3,53	1,91	1,66	2,78
IV	5,50	5,07	2,83	1,94	<u>3,65</u>	<u>2,16</u>	3,10	<u>1,37</u>	3,20
V	2,36	1,71	2,29	1,20	3,87	2,58	1,57	1,62	2,15
X	4,11	4,80	3,24	2,59	4,01	6,65	2,14	2,06	3,70

Note: in bold the "best" estimator, underlined the "second best".

Figure 1 - Estimate of the coefficient of variation of estimates for some estimation strategies – Total wholesale trade (average of the 2006 quarters)

Looking at single domains and supposing to use the single predictors as final estimators, from table 7 one can deduce that method I could be improved by the following methods: II for group 3; III for group 7; IV for groups 4, 5 and total wholesale; V for groups 4 and 7; VI for group 7; VII for group 5 and total wholesale; VIII for groups 1, 4 and 6; IX for groups 1, 4 and 6. As a consequence, no improvement occurs only for group 2, while group 4 can be improved by 4 alternative strategies, group 7 by 3 strategies and groups 1, 5, 6 and total wholesale by 2 strategies. On the other hand, when the final estimator is still the sample mean, from table 8 one deduces that method V (based on the *GREG* estimator) improves method I for groups 2, 4 and 7, that suggests how this provisional estimator should be coupled with a final estimator given by the sample mean.

Moreover, table 9 suggests that all the alternative strategies except V and VIII could improve method I in terms of number of best performances: for instance, method I guarantees 10 best cases, against 18 for methods IV and IX. On the other hand, the alternative strategies suffer for too many cases of worst performances and, in short, are too unsteady: according to that, method IX should be preferred to IV (only 5 worst cases against 21). When the final estimator is the sample mean (table 10), only the strategy IV leads to a larger number of best cases (27 against 22).

The main consequence of these evidences is the possibility to plan a *mixed* strategy, based on the joint use of 2 strategies instead of 1 only. If one uses the single predictors as final estimators, a reasonable mixed strategy is resumed in table 11: it is based on the actual method I for groups 2, 3, 5 and 7 and on method IX (different strategies for provisional and

final estimates) for groups 1, 4 and 6. It would lead to a lower *MAE* for the total wholesale as well (0,86 instead of the actual 0,93) and an overall average *MAE* equal to 1,53, that is the 12,6% lower than the actual 1,75.

If the sample mean is the final estimator, another mixed strategy could involve methods I for groups 1, 3, 5 and 6 and method V (*GREG* estimator) for groups 2, 4 and 7 (table 12). Also in this case, a lower *MAE* for the total wholesale is guaranteed (0,87), while the overall average *MAE* would be 1,66, but with a lower gain respect to the actual strategy, equal to 5,1%.

Table 13 reports the final average indexes 2003-2006 that one would have produced using the compared estimators: no alternative methods would lead to final results particularly far from those got with the actual method I, with partial exceptions for methods IV, VII, VIII and IX.

Finally, table 14 shows the further precision gain supposing to know in advance, for each quarter, the composition of the final respondents' sample. For instance, the overall average reduction of revision would be equal to 3,3% with method II (post-stratification), 5,2% with method V (*GREG* estimator) and 11,4% with method III (predictor (4.8) with $\nu=1$).

Table 9 - Number of quarters for which different provisional estimation strategies lead to the Best (B) or the Worst (W) estimates – Average 2003-2006 by group (final estimator: different predictors)

Strategy	GROUPS														Total	Sum		
	1		2		3		4		5		6		7					
	B	W	B	W	B	W	B	W	B	W	B	W	B	W				
I	3	1	2	0	0	0	0	0	0	4	0	1	0	0	0	10	1	
II	1	1	2	1	1	1	2	2	1	0	1	0	2	1	3	0	13	6
III	1	2	0	1	3	3	2	3	2	2	1	4	2	0	2	2	13	17
IV	0	4	3	3	4	3	2	2	5	1	1	3	1	3	2	2	18	21
V	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	2	0	2	0	5	1
VI	1	2	3	0	3	1	2	1	0	1	1	3	3	0	1	1	14	9
VII	2	3	1	1	2	2	2	0	4	0	2	1	0	1	2	0	15	8
VIII	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	2	0	2	0	6	1
IX	5	0	3	0	1	2	3	0	1	0	4	0	1	2	0	1	18	5

Table 10 - Number of quarters for which different provisional estimation strategies lead to the Best (B) or the Worst (W) estimates – Average 2003-2006 by group (final estimator: sample mean)

Strategy	GROUPS														Total	Sum		
	1		2		3		4		5		6		7					
	B	W	B	W	B	W	B	W	B	W	B	W	B	W				
I	2	0	3	0	1	0	3	1	2	0	6	0	3	1	2	0	22	2
II	4	2	4	0	3	0	2	1	1	0	2	0	2	2	1	0	19	5
III	2	5	1	4	1	1	2	1	3	2	1	4	2	0	2	3	14	20
IV	4	2	3	6	6	4	1	4	3	4	2	1	4	5	4	3	27	29
V	0	0	2	1	1	0	3	0	2	0	0	0	1	0	3	0	12	1
X	2	3	1	0	2	1	3	3	3	1	3	3	2	1	2	0	18	12

Table 11 - Levels of MAE for different provisional estimation strategies – Average 2003-2006 by group (final estimator: sample mean)

Strategy	GROUPS							Total	Average
	1	2	3	4	5	6	7		
Actual	I	I	I	I	I	I	I	I	
MAE	1,67	1,91	1,76	1,39	2,38	2,14	1,86	0,93	1,75
Mixed	I	V	I	V	I	I	V	I-V	
MAE	1,67	1,71	1,76	1,20	2,38	2,14	1,57	0,87	1,66

Table 12 - Levels of MAE for different provisional estimation strategies – Average 2003-2006 by group (final estimator: different predictors)

Strategy	GROUPS							Total	Average
	1	2	3	4	5	6	7		
Actual	I	I	I	I	I	I	I	I	
MAE	1,67	1,91	1,76	1,39	2,38	2,14	1,86	0,93	1,75
Mixed	IX	I	I	IX	I	IX	I	I-IX	
MAE	1,02	1,91	1,76	0,84	2,38	1,64	1,86	0,86	1,53

Table 13 - Index numbers with base 2000=100 got using different estimation strategies – Average 2003-2006

Strategy	GROUPS							Total
	1	2	3	4	5	6	7	
I	96,8	108,3	121,5	116,3	127,4	105,4	129,5	118,0
II	99,1	107,1	121,5	116,2	127,3	104,9	129,1	118,1
III	93,5	108,4	122,0	117,4	129,2	104,6	130,3	118,7
IV	99,3	108,2	119,8	115,2	125,5	104,4	126,1	116,8
V	95,7	107,7	122,3	116,2	127,5	105,5	128,9	118,1
VI	90,7	108,4	122,0	117,4	129,2	104,6	130,3	118,5
VII	99,3	108,2	119,8	115,2	125,5	104,4	126,1	116,8
VIII	89,2	109,1	124,1	121,6	133,0	103,4	133,9	121,0
IX	88,7	108,8	123,8	121,5	132,6	103,3	133,8	120,8

Table 14 - Difference between actual MAE of provisional estimates and MAE got supposing to know the final sample for some provisional estimation strategies – Average 2003-2006 by group (final estimator: sample mean)

Strategy	GROUPS							Total	Average
	1	2	3	4	5	6	7		
II	-0,19	-0,46	-0,04	0,05	0,57	0,19	0,21	0,24	0,07
III	1,02	-0,24	0,23	-0,16	0,18	0,36	0,47	0,23	0,26
V	0,95	-1,01	0,17	-0,23	0,27	0,08	0,33	0,26	0,10

7. Main conclusions

In this work the basic question underlying the problem of the average revision reduction in a provisional estimation context consists in the use of a provisional estimation strategy *different* respect to that used for the final estimation. Generally speaking, this need depends on a non random *self-selection* of quick respondents and a consequent non-response bias due to the co-existence of different super-population models for provisional and late respondents. Unfortunately, that is quite difficult to be correctly evaluated in advance; moreover, very often in short-term sampling surveys it is not possible to know the exact composition of the final respondents' sample when the provisional estimates must be released, because of wave non-response.

Efficiency of the provisional estimation strategy should always be linked to the final estimation one, whenever in some empirical contexts the final estimation is not carried out using the true best estimator: it could be due to the not availability of any auxiliary variable useful to implement alternative strategies, or to a too poor correlation with the variable under study. Finally, when index numbers are the final parameters to be estimated (as in the case of wholesale trade seen in section 6), one usually supposes to carry out inference as in the case when average levels or totals must be estimated.

In this context, the search for the optimal provisional estimator – minimising the expected average revision under some general constraints – has been formalised and developed (section 3), as well as: a) the attempt to improve estimates with a better use of time series of past revisions or b) the identification of even biased estimators characterised by a low average revision (section 5). The empirical attempt concerned the quarterly turnover indexes referred to the Italian wholesale trade sector for the period I-2003 up to II-2006.

Even though the relative shortness of time series does not allow for definitive conclusions on robustness of results, some clear evidences can be emphasized:

- theoretical results showed that the formal definition of the provisional estimator is not necessarily the same than the final estimator's one, depending on the particular reference class of optimal predictors taken into account.
- The not perfect knowledge of some parameters (as the number and the relative weight of final respondents at each occasion), or the not availability of an auxiliary variable highly correlated with that object of interest, can seriously affect the real efficiency of strategies that, in theory, should guarantee the lowest average revision. Furthermore, if sample selection is not correctly captured by the selection model, estimates parameters will be biased, inducing extra-revisions. As a consequence, the actual ISTAT methodology is overall best, since it does not contain parameters uncertainty.
- Non-response bias is not systematic and is quite hard to be foreseen in advance; this evidence mainly affects usefulness of strategies based on the time series of past revisions.
- Recourse to mixed strategies – based on the joint use of 2 predictors for provisional and/or final estimates – can provide a significant reduction of revisions, even though further analyses should be carried out on the basis of longer time series and other research contexts.

8. Appendix

8.1 Appendix 1

Putting the first 2 derivatives of (3.9) equal to zero leads to:

$$\frac{\partial \Phi}{\partial a_i} = 2\sigma^2 a_i v_i - 2\sigma^2 b_i v_i + 2\left(\sum_{S_p} a_i \mu_i - \sum_S b_i \mu_i\right) \mu_i + \lambda \mu_i = 0 \quad (8.1)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \lambda} = 0 \quad \rightarrow \quad \sum_{S_p} a_i \mu_i = \sum_S b_i \mu_i \quad (8.2)$$

Considering (8.2), from (8.1) one gets:

$$a_i = b_i - \lambda \mu_i / 2\sigma^2 v_i \quad (8.3)$$

Multiplying both terms of (8.3) by μ_i and summing up respect to the whole preliminary sample S_p one gets, taking into account (8.2):

$$-\frac{\lambda}{2} = \sigma^2 \left(\sum_S b_i \mu_i - \sum_{S_p} b_i \mu_i \right) \left(\sum_{S_p} \mu_i^2 / v_i \right)^{-1} \quad (8.4)$$

that, substituted into (8.3), leads to (3.10).

8.2 Appendix 2

If one does not consider constraint (3.4a), the Lagrange function is equal to (3.9) unless the last term depending on λ . As a consequence, one must consider the only condition:

$$\frac{\partial \Phi}{\partial a_i} = \sigma^2 a_i v_i - \sigma^2 b_i v_i + \left(\sum_{S_p} a_i \mu_i - \sum_S b_i \mu_i \right) \mu_i = 0 \quad (8.5)$$

Putting, for instance, $n_p=2$ and $n_f=3$, the previous condition (8.5) leads to:

$$\begin{cases} \sigma^2 a_1 v_1 - \sigma^2 b_1 v_1 + a_1 \mu_1^2 + a_2 \mu_1 \mu_2 - b_1 \mu_1^2 - b_2 \mu_1 \mu_2 - b_3 \mu_1 \mu_3 = 0 \\ \sigma^2 a_2 v_2 - \sigma^2 b_2 v_2 + a_2 \mu_1 \mu_2 + a_2 \mu_2^2 - b_2 \mu_1 \mu_2 - b_2 \mu_2^2 - b_3 \mu_3 \mu_2 = 0 \end{cases} \quad (8.6)$$

that can be written as:

$$\begin{cases} (\mu_1^2) a_1 + (\mu_1 \mu_2) a_2 + (\sigma^2 v_1) a_1 = (\mu_1^2) b_1 + (\mu_1 \mu_2) b_2 + (\sigma^2 v_1) b_1 + (\mu_1 \mu_3) b_3 \\ (\mu_1 \mu_2) a_1 + (\mu_2^2) a_2 + (\sigma^2 v_2) a_2 = (\mu_1 \mu_2) b_1 + (\mu_2^2) b_2 + (\sigma^2 v_2) b_2 + (\mu_2 \mu_3) b_3. \end{cases} \quad (8.7)$$

The above system can now be easily generalised: according to definitions given at the end of section 3, and indicating as $\mathbf{\mu}_p$ and $\mathbf{\mu}_L$ the column vectors containing, respectively, the n_p and the n_L model means μ_i concerning the provisional and the late respondents, one can write:

$$(\boldsymbol{\mu}_P \boldsymbol{\mu}'_P + \sigma^2 \boldsymbol{\Sigma}_P) \mathbf{a}_P = (\boldsymbol{\mu}_P \boldsymbol{\mu}'_P + \sigma^2 \boldsymbol{\Sigma}_P) \mathbf{b}_P + (\boldsymbol{\mu}_P \boldsymbol{\mu}'_L) \mathbf{b}_L. \quad (8.8)$$

If the $n_P \times n_P$ matrix in the first squared brackets is not singular (as it would happen, for instance, if all model means and variances were equal), multiplying both terms of (8.8) by

$(\boldsymbol{\mu}_P \boldsymbol{\mu}'_P + \sigma^2 \boldsymbol{\Sigma}_P)^{-1}$ one gets:

$$\mathbf{a}_P^{**} = \mathbf{b}_P + (\boldsymbol{\mu}_P \boldsymbol{\mu}'_P + \sigma^2 \boldsymbol{\Sigma}_P)^{-1} \boldsymbol{\mu}_P \boldsymbol{\mu}'_L \mathbf{b}_L. \quad (8.9)$$

Finally, if the model condition (3.11) holds, the previous (8.9) becomes equal to (3.16).

References

- BATTAGLIA F., FENGA L. (2003), "Forecasting Composite Indicators with Anticipated Information: an Application to the Industrial Production Index", *Statistica Applicata*, 52, 3.
- BOLFARINE H., ZACKS S. (1992), *Prediction Theory for Finite Populations*, Berlin, Springer-Verlag.
- BREWER K.R.W. (1995), "Combining Design-Based and Model-Based Inference", in *Business Survey Methods*, 589-606, eds. Cox G.C., Binder D.A., Chinnappa B.N., Christianson A., Colledge M.J., Kott P.S., New York, J.Wiley & Sons.
- CASSEL C., SÄRNDAL C.E., WRETMAN J. (1983), "Some Uses of Statistical Models in Connection with the Nonresponse Problem", in *Incomplete Data in Sample Surveys*, vol.3, 143-160, eds. Madow W.G., Olkin I., Rubin D., New York, Academic Press.
- CICCHITELLI G., HERZEL A., MONTANARI G.E. (1992), *Il campionamento statistico*, Bologna, Il Mulino.
- CLARK R.G., CHAMBERS R.L. (2008), "Adaptive Calibration for Prediction of Finite Population Totals", *Survey Methodology*, vol.34, 2, 163-172.
- COCHRAN W.G. (1977), *Sampling Techniques*, New York, J.Wiley & Sons.
- DEVILLE J.C., TILLÉ Y. (2004), "Efficient Balanced Sampling: the Cube Method", *Biometrika*, vol.91, 4, 893-912.
- DE VITIIS C., RIGHI P., TUOTO T. (2008), "Joint Use of Balanced Sampling and Calibration for Multivariate and Multi-Domain Sample Designs", *Atti della XLIV Riunione Scientifica SIS*, Università della Calabria, 25-27 giugno, 363-370.
- DRUDI I., FILIPPUCCI C. (2000), "Inferenza da campioni longitudinali affetti da selezione non casuale", in *Tecnologie informatiche e fonti amministrative nella produzione di dati*, 415-432, ed. Filippucci C., Milano, Franco Angeli.
- EKHOLM A., LAAKSONEN S. (1991), "Weighting via Response Modelling in the Finnish Household Budget Survey", *Journal of Official Statistics*, vol.7, 3, 325-337.
- EUROPEAN CENTRAL BANK (2006), "Revisions Indicators", document S/EAE/GES/2006/107 presented at the *Working Party on Short-term Statistics*, June 21-22, Luxembourg, Eurostat.
- EUROSTAT (2000), *Short-term Statistics Manual*, Luxembourg, Eurostat.
- EUROSTAT (2005), *Council Regulation No 1165/98 Amended by the Regulation No 1158/2005 of the European Parliament and of the Council – Unofficial Consolidated Version*, Technical document, Luxembourg, Eurostat.
- FULLER W. (1990), "Analysis of Repeated Surveys", *Survey Methodology*, 16, 167-180.
- GISMONDI R. (2002), "Model Based Sample Selection using Balanced Sampling", *Rivista di Statistica Ufficiale*, 3, 81-109.
- GISMONDI R. (2007a), "Quick Estimation of Tourist Nights Spent in Italy", *Statistical Methods & Applications*, vol.16, 1, 141-168, Springer & Verlag.
- GISMONDI R. (2007b), "More Rapid Tourism Statistics Using Auxiliary Variables", *Statistica Applicata*, vol.18, 3, 1-38.

- GISMONDI R. (2008), "Reducing Revisions in Short-term Business Surveys", *Statistica*, LXVIII, 1, 85-115.
- HEDLIN D., FALVEY H., CHAMBERS R., KOKIC P. (2001), "Does the Model Matter for GREG Estimation? A Business Survey Example", *Journal of Official Statistics*, vol.17, 4, 527-544.
- ISTAT (2007). *Testing Different Methodologies to Produce Early Estimates of Short-Term Business Indicators. Final project report*, Istat, Roma.
- KADILAR C., CINGI H. (2005), "A New Ratio Estimator in Stratified Random Sampling", *Communications in Statistics – Theory and Methods*, 34, 597-602.
- LUNDSTRÖM S., SÄRNDAL C.E. (1999), "Calibration as a Standard Method for Treatment of Non-response", *Journal of Official Statistics*, vol.15, 2, 305-327.
- RAO J.N.K., SRINATH K.P., QUENNEVILLE B. (1989), "Estimation of Level and Change Using Current Preliminary Data", in *Panel Surveys*, 457-485, eds. Kasprzyk D., Duncan G., Kalton G., Singh M.P., New York, J.Wiley & Sons.
- RIZZO L., KALTON G., BRICK M.J. (1996), "A Comparison of Some Weighting Adjustment Methods for Panel Non-response", *Survey Methodology*, vol.22, 1, 43-53.
- ROYALL R.M. (1992), "Robustness and Optimal Design Under Prediction Models for Finite Populations", *Survey Methodology*, 18, 179-185.
- SÄRNDAL C.E., LUNDSTRÖM S. (2005), *Estimation in Surveys with Non-response*, New York, J.Wiley & Sons.
- SÄRNDAL C.E., SWENSSON B., WRETMAN J. (1993), *Model Assisted Survey Sampling*, Berlin, Springer Verlag.
- SINHA S.K. (2006), "Robust Inference in Generalised Linear Models for Longitudinal Data", *The Canadian Journal of Statistics*, vol.34, 2, 261-278.
- TAM S.M. (1987), "Analysis of Repeated Surveys Using a Dynamic Linear Model", *International Statistical Review*, vol.55, 1, 63-73.
- VALLIANT R., DORFMAN A.H., ROYALL R.M. (2000), *Finite Population Sampling and Inference – A Prediction Approach*, New York, J.Wiley & Sons.
- WHITE H. (1980), "A Heteroschedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroschedasticity", *Econometrica*, 48, 817-838.
- YANSANEH I.S., FULLER W.A. (1998), "Optimal Recursive Estimation for Repeated Surveys", *Survey Methodology*, Vol.24, 1, 31-40.

La SAM come strumento di integrazione e analisi (*)

Federica Battellini¹, Alessandra Coli², Francesca Tartamella³

Sommario

La compilazione di matrici di contabilità sociale (SAM) permette di analizzare il circuito del reddito con un dettaglio di analisi maggiore rispetto a quanto consentito dai conti nazionali. La SAM, infatti, introduce criteri di natura sociale e demografica per la classificazione dei flussi contabili, con particolare riferimento al settore delle famiglie.

In questo lavoro è descritto il metodo utilizzato dall'Istat per la compilazione di una SAM orientata all'analisi del mercato del lavoro. Tale SAM consente di analizzare il reddito da lavoro in base al settore di attività economica delle imprese, ma anche secondo il genere e il livello di istruzione del lavoratore. Inoltre, la spesa per consumo finale è analizzata raggruppando le famiglie in base alla fonte prevalente di reddito familiare (reddito da lavoro dipendente, da lavoro autonomo, da pensione e altri trasferimenti, da capitale). Oltre agli aspetti metodologici, il lavoro mette in evidenza le potenzialità analitiche della matrice.

Abstract

Compiling Social Accounting Matrices (SAM) allows to analyse the circular flow of income in a deeper detail compared to the traditional T-accounts. SAMs classify economic flows introducing social and demographic criteria with a special attention devoted to the households sector. Such a presentation of national accounts is particularly useful for analysis on the allocation, distribution and use of disposable income.

This paper describes the method used by Istat to estimate a labour-oriented SAM, where labour income is simultaneously analysed by economic activity and by gender and education of the labourer. Moreover consumption expenditure is analysed by groups of household sharing the same main source of income (wages and salaries, mixed income, retirement income, property income). Besides methodological aspects the paper highlights the analytical potentialities of the SAM.

Parole chiave: matrice di contabilità sociale (SAM), matching statistico, occupazione e redditi da lavoro per genere e livello di istruzione, consumo per tipologia familiare.

(*) Questo articolo è stato presentato al Seminario sulle Matrici di Contabilità Sociale, organizzato dall'Istituto per la Contabilità Nazionale (Roma, 30 marzo 2007) e le considerazioni in esso espresse non impegnano l'Istat. Sebbene il lavoro sia frutto dell'opera di tutte le autrici, sono da attribuire: il paragrafo 2, 3.1.1, appendice A.1 a Federica Battellini; il paragrafo 3.1, 3.1.2, 3.2, 5, appendice A2 ad Alessandra Coli; il paragrafo 1, 4.1, 4.2, appendice A.3. a Francesca Tartamella.

¹ Ricercatore (Istat), email: battelli@istat.it

² Ricercatore (Università di Pisa, Facoltà di Economia), email: a.coli@ec.unipi.it

³ Ricercatore (Istat), email: tartamel@istat.it

1. Introduzione

La caratteristica principale di una SAM (Social Accounting Matrix) è quella di presentare il circuito del reddito con un dettaglio di analisi maggiore rispetto a quello previsto dai conti nazionali. In particolare, la SAM incorpora nello schema dei conti nazionali informazioni di natura sociale e demografica, grazie alla distinzione delle transazioni monetarie realizzate da gruppi di famiglie con particolari connotazioni socio demografiche.

La compilazione di una SAM richiede l'integrazione di dati provenienti da fonti diverse, dal momento che nessuna fonte è in grado di coprire contemporaneamente, o con un dettaglio adeguato, tutti i fenomeni registrati nella matrice.

Nel quadro di un gruppo di lavoro europeo⁴, l'Istituto nazionale di statistica (Istat) ha svolto un esperimento pilota ed ha costruito una matrice di contabilità sociale per l'Italia, riferita al 1996. Il fatto che tale lavoro sia stato effettuato all'interno della direzione di contabilità nazionale ne ha garantito la coerenza con le metodologie e le fonti utilizzate nell'insieme dei conti nazionali.

La SAM pilota ha focalizzato l'attenzione su due tra le più rilevanti sottomatrici (o celle): quella del valore aggiunto e quella dei consumi.

Per la costruzione della cella del valore aggiunto è stato necessario ricostruire una matrice dell'input di lavoro integrando dati del Censimento popolazione, del Censimento industria e servizi e dell'Indagine sulle forze di lavoro per avere una scomposizione dell'input di lavoro non solo per settore di attività economica, come già avviene per la costruzione degli aggregati economici dei conti nazionali, ma anche per genere e livello di istruzione.

I consumi familiari invece dovevano essere scomposti, oltre che per tipologia di bene, anche per tipologie di famiglie raggruppate per fonte principale di reddito. L'indicatore che disaggregava i consumi per tipo di bene poteva essere tratto dall'Indagine sui consumi delle famiglie condotta dall'Istat, ma tale indagine non fornisce indicazioni dettagliate sul reddito, essenziali per scomporre le famiglie per gruppi a seconda della fonte principale di reddito: tali informazioni potevano essere derivate dall'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane condotta dalla Banca d'Italia. Per potere utilizzare simultaneamente le informazioni provenienti da queste due diverse indagini è stato effettuato un matching statistico, considerando l'indagine della Banca d'Italia come un archivio incompleto i cui record dovevano essere completati con le informazioni riguardanti le spese di acquisto di beni e servizi, derivate dall'indagine Istat. L'obiettivo di tale lavoro non era la costruzione di un archivio di microdati utilizzabile per studiare simultaneamente le funzioni di reddito e di consumo di ogni singola famiglia, ma la costruzione di un archivio di meso-dati, validato a livello di aggregazione di tipologie familiari distinte per caratteristiche socio-economiche o demografiche e quindi funzionale alla costruzione di una SAM.

In questo lavoro si descrivono gli aspetti metodologici relativi al processo di integrazione delle fonti e all'esperimento pilota di costruzione di una SAM per l'Italia. Inoltre, partendo da un esame dei risultati dell'integrazione, si è cercato di mettere in luce le

⁴ Leadership Group (LEG) on Social accounting matrices, 1999-2002. Le autrici del presente lavoro hanno partecipato a vario titolo ai lavori del LEG, contribuendo alla stesura dell' "Handbook on Social Accounting Matrices and labour accounts" (LEG on Sams, 2003).

possibilità di utilizzo dei dati così ricostruiti, con l'obiettivo di dimostrare l'utilità di proseguire in questo filone di ricerca. Coerentemente con le finalità di uno schema di contabilità sociale, infatti, le informazioni ricostruite permettono di analizzare due importanti aspetti: da un lato il legame tra le caratteristiche del lavoratore, la struttura produttiva e la remunerazione del lavoro, dall'altro l'influenza della composizione dei redditi familiari sulla struttura dei consumi.

2. L'esperienza del LEG europeo e la costruzione della SAM per l'Italia

Sin dagli anni '90 l'Istituto Nazionale di Statistica ha avviato studi e ricerche sul tema della SAM, volti in primo luogo a verificarne la fattibilità e in secondo luogo a condurre esercizi di compilazione⁵. Questi studi ed esercizi hanno consentito all'Istituto di dare un contributo significativo all'interno di un gruppo di lavoro formato a livello europeo nel 1999. Il gruppo, nato sull'iniziativa dell'ufficio statistico olandese, è stato avviato nell'ambito delle iniziative approvate dal Comitato responsabile del Programma Statistico europeo volte a sviluppare indicatori e strumenti informativi capaci di favorire una rappresentazione integrata dei fenomeni economici utili nelle fasi di passaggio all'Unione Monetaria europea. In particolare il progetto sulla SAM è stato inserito per rispondere all'esigenza espressa nella raccomandazione dell'ECOFIN Council di implementare strumenti statistici di informazione e analisi sul mercato del lavoro integrati con i conti economici nazionali. A differenza del tradizionale set di indicatori su occupazione e disoccupazione, la compilazione di una SAM orientata all'analisi del mercato del lavoro rispondeva, infatti, all'obiettivo di implementare uno strumento che, grazie alla sua stessa struttura, consentisse di analizzare all'interno di un contesto coerente, tutte le variabili che concorrono a determinare il quadro macro-economico di un Paese, dimostrandosi uno strumento utile alla definizione delle politiche economiche.

Al gruppo di lavoro formato nel 1999 e denominato Leadership Group (LEG) on Social Accounting Matrix, hanno partecipato otto Paesi: Belgio, Finlandia, Grecia, Italia, Norvegia, Olanda, Portogallo, Regno Unito.

Come previsto nei suoi obiettivi finali, il gruppo di lavoro ha definito le linee guida e le classificazioni standard da adottare per una SAM orientata all'analisi del mercato del lavoro. Sulla base degli standard individuati ciascun Paese ha prodotto una SAM utilizzando le statistiche disponibili e consentendo così una valutazione sia circa la fattibilità di una SAM, sia sul contributo che essa può portare al miglioramento delle stime, sia sulla comparabilità dei risultati ottenuti da ciascun Paese membro del gruppo. Aspetti teorici, metodi, classificazioni e risultati sono stati infine riportati in un manuale contenente le linee guida per la compilazione di una SAM integrata con i Labour Accounts⁶. L'esperienza operativa di compilazione della SAM pilota, unitamente agli aspetti teorici e definitivi, hanno costituito la base su cui è stato redatto il manuale che contiene infatti, molti esempi concreti relativi alla compilazione delle celle della matrice.

Al di là degli obiettivi enunciati, l'esperienza del gruppo di lavoro ha prodotto anche degli effetti secondari di non minore interesse. In particolare la discussione che si è svolta

⁵ Cf. Cimino E., Coli A. (1998a; 1998b; 1998c); Coli A., Tartamella F. (2000a; 2000b; 2000c).

⁶ Cf. Leadership Group on Sams (2003).

nel corso dei lavori in merito alle metodologie di stima di alcuni aggregati di contabilità nazionale (incluso l'input di lavoro) ha in alcuni casi evidenziato incoerenze tra i Paesi o suggerito possibili miglie di metodo. Certamente nella stima dei principali macro-aggregati non sono emerse criticità; mentre, ad esempio, proprio in merito alla stima dell'input di lavoro, è emersa con particolare evidenza la necessità di sviluppare metodologie di calcolo innovative per alcuni Paesi al fine di migliorare l'aderenza delle stime ai concetti definiti dal Sistema Europeo dei Conti (SEC)⁷.

E' dunque in questo contesto che l'Istat ha potuto sviluppare la prima SAM per l'Italia relativa all'anno 1996⁸. In particolare questa esperienza ha consentito di approfondire due filoni di ricerca importanti già avviati in precedenza: il primo connesso alla valorizzazione della metodologia di stima sull'input di lavoro; il secondo relativo al matching statistico tra dataset provenienti da indagini campionarie indipendenti.

Per quanto riguarda le stime sull'input di lavoro, la compilazione della SAM è stata l'occasione per ampliare il dettaglio informativo con cui analizzare i dati e produrre le stime verso aspetti di natura socio-demografica, come il genere, il livello di istruzione del lavoratore e la sua tipologia familiare definita in base alla fonte principale di reddito. In particolare per quanto riguarda genere e livello di istruzione si è trattato di replicare la metodologia di stima dell'input di lavoro tradizionalmente utilizzata dalla contabilità nazionale, prendendo in considerazione anche queste variabili di aggregazione dei dati di base. L'esperienza maturata per la compilazione della SAM ha mostrato la percorribilità di una stima dell'input di lavoro che tenga conto di queste variabili; questa è tuttavia legata alla disponibilità di fonti informative robuste ed esaustive almeno per un anno base.

La necessità di stimare una contabilità distinta per gruppi socioeconomici di famiglie ha richiesto di affrontare il problema dell'integrazione tra fonti diverse, non esistendo un'unica fonte in grado di rilevare informazioni sui redditi e le spese delle famiglie con il livello di analisi richiesto dalla SAM. Il matching statistico a livello di record individuali è sembrata una tecnica adeguata sia perché le fonti da integrare erano indagini campionarie relative alla stessa popolazione, sia perché era opportuno, per i fini della ricerca, tentare di perseguire una integrazione a livello micro. L'interesse per l'utilizzo del matching statistico nel contesto dei conti nazionali è stato tale da condurre alla formalizzazione di un gruppo di lavoro Istat sul tema, i cui risultati sono riportati in Coli *et al.* (2006).

Accanto a questi aspetti metodologici merita di essere menzionato il contributo portato dall'Istat in seno al gruppo di lavoro per quanto riguarda l'aspetto di editing della SAM. L'Istituto italiano di Statistica ha sviluppato un software che, a partire da una SAM aggregata, consente di visualizzare il dettaglio di ogni sottomatrice della SAM posizionandosi su di essa. Il software è stato incluso nella versione elettronica del manuale prodotto dal gruppo di lavoro ed è stato utilizzato per la compilazione della SAM di ciascun Paese membro del gruppo.

⁷ Cfr. Eurostat (1996).

⁸ Cfr. Battellini F., Coli A., Tartamella F. (2003).

3. La sottomatrice del valore aggiunto

3.1 Costruzione della sottomatrice⁹

La sottomatrice del valore aggiunto mostra il modo in cui il valore aggiunto creato da ogni branca produttrice viene ripartito tra i fattori primari. In versione aggregata (Tavola 1), essa si limita a presentare, in formato tabellare, grandezze contabili correntemente diffuse attraverso i conti economici nazionali.

Tavola 1 - La sottomatrice aggregata del valore aggiunto - Italia - Dati in milioni di euro - prezzi correnti - Anno 1996^(*)

Categorie di valore aggiunto	Attività economiche						SIFIM	Totale
	Agricoltura (NACE-Rev.1 A/B)	Estrattive e manifattur. (NACE-Rev.1 C/D/E)	Costruzioni (NACE-Rev.1 F)	Commercio, alberghi, trasporti, comunicaz. (NACE-Rev.1 G/H/I)	Intermediaz. finanz. e serv. alle imprese (NACE-Rev.1 J/K)	PA e servizi alle famiglie. (NACE-Rev.1 L/M/N/O/P)		
Redditi da lavoro dipendente	7.427	118.598	18.740	81.088	54.434	137.427	0	417.714
Reddito Misto lordo	19.469	11.089	11.703	60.676	30.563	15.818	0	149.318
Risultato Lordo di Gestione	4.056	92.516	17.126	80.803	133.624	24.663	-40.720	312.068
Altre imposte meno contributi sulla produzione	-1.178	25	167	1.630	5.258	68	0	5.970
Totale	29.774	222.228	47.736	224.197	223.879	177.976	-40.720	885.070

^(*) La Tavola contiene le grandezze monetarie stimate in base alla revisione dei conti nazionali del 1992. I dati, originariamente in lire, sono stati convertiti in euro. Ciò può aver dato luogo a piccole discrepanze all'interno della tavola stessa e tra i valori in essa contenuti e i dati dei conti nazionali pubblicati in euro.

Il passaggio ad una SAM in senso proprio prevede che le transazioni monetarie riconducibili agli individui o alle famiglie siano ulteriormente disaggregate, introducendo elementi di natura demografica e sociale.

Date le finalità del LEG, l'attenzione si è concentrata sui redditi da lavoro dipendente e sul reddito misto, ovvero sui flussi contabili direttamente connessi al fattore lavoro. In particolare, la remunerazione del lavoro è stata disaggregata non soltanto secondo il settore di attività economica dell'impresa che impiega il lavoro ma anche in base al genere e al livello di istruzione¹⁰ del lavoratore.

In seguito al processo di disaggregazione, il vettore del reddito da lavoro dipendente di Tavola 1 è trasformato in una matrice le cui righe corrispondono alle tipologie di lavoro ottenute incrociando genere e livello di istruzione (Tavola 2).

⁹ Per una descrizione più approfondita delle metodologie utilizzate si veda Battellini F., Coli A., Tartamella F. (2003).

¹⁰ I livelli di istruzione, individuati sulla base della classificazione internazionale ISCED sono i seguenti: bassa = scuola dell'obbligo (Isced 1-2); media = diploma di scuola superiore (Isced 3-4); alta = università (Isced 5-6).

Tavola 2 - La sottomatrice del valore aggiunto orientata all'analisi del fattore lavoro - Italia - Dati in milioni di euro - prezzi correnti - Anno 1996^(*)

Categorie di valore aggiunto		Attività economiche						SIFIM	Totale		
		Agricolt. (NACE-Rev.1 A/B)	Estrat. E manifat. (NACE-Rev.1 C/D/E)	Costruz. (NACE-Rev.1 F)	Commercio, alberghi, trasporti, comunicaz. (NACE-Rev.1 G/H/I)	Intermediaz. finanz. e serv. alle imprese (NACE-Rev.1 J/K)	PA e serv. alle famiglie (NACE-Rev.1L/M/N/O/P)				
Dipendenti	Maschi	Basso	4.404	50.256	13.285	31.600	5.531	25.013		130.089	
		Medio	892	31.563	3.757	20.645	21.022	21.958		99.837	
		Alto	78	6.420	359	3.010	9.403	21.354		40.624	
		Totale	5.374	88.239	17.401	55.255	35.956	68.325		270.550	
	Femmine	Basso	1.832	18.137	395	12.593	4.471	16.756		54.184	
		Medio	206	10.855	924	11.850	12.032	34.198		70.065	
		Alto	15	1.367	20	1.390	1.975	18.148		22.915	
		Totale	2.053	30.359	1.339	25.833	18.478	69.102		147.164	
	Totale dipendenti		7.427	118.598	18.740	81.088	54.434	137.427		417.714	
	Indipendenti	Maschi	Basso	9.177	3.200	2.809	16.415	575	1.635		33.811
			Medio	1.504	1.880	1.869	9.597	2.384	1.160		18.394
			Alto	156	389	752	1.231	8.840	1.934		13.302
Totale			10.837	5.469	5.430	27.243	11.799	4.729		65.507	
Femmine		Basso	1.812	983	186	6.483	421	866		10.751	
		Medio	350	634	48	3.523	414	864		5.833	
		Alto	28	96	14	456	462	586		1.642	
		Totale	2.190	1.713	248	10.462	1.297	2.316		18.226	
Totale indipendenti		13.027	7.182	5.678	37.705	13.096	7.045		83.733		
Totale remunerazione del lavoro		20.454	125.780	24.419	118.793	67.530	144.472		501.448		
Risultato Lordo di Gestione ^(**)		10.498	96.423	23.151	103.774	151.091	33.436	-40.720	377.653		
Altre imposte meno contributi sulla produzione		-1.178	25	167	1.630	5.258	68		5.970		
Totale Valore Aggiunto (prezzi base) ^(***)		29.774	222.228	47.736	224.197	223.879	177.976	-40.720	885.070		

(*) La Tavola contiene le grandezze monetarie stimate in base alla revisione dei conti nazionali del 1992. I dati, originariamente in lire, sono stati convertiti in euro. Ciò può aver dato luogo a piccole discrepanze all'interno della tavola stessa e tra i valori in essa contenuti e i dati dei conti nazionali pubblicati in euro.

(**) Questo aggregato è dato dalla somma del risultato di gestione di Tav. 1 e del reddito misto al netto dei redditi da lavoro indipendente.

(***) Nella stima del valore aggiunto ai prezzi base non sono incluse le altre imposte nette sulla produzione (principalmente imposte sui dipendenti, sui macchinari, sugli autoveicoli, sugli immobili, ecc.).

In analogia con l'analisi dell'input di lavoro realizzata dalla contabilità nazionale italiana, si è deciso poi di estendere la disaggregazione per genere e livello di istruzione anche alla remunerazione del lavoro indipendente, il cui ammontare è stato opportunamente stimato e sottratto al reddito misto (cfr. appendice A.2). La quota di reddito misto residuale, con la quale sono retribuiti capitale e rischio di impresa, è stata quindi sommata al risultato lordo di gestione di Tavola 1, così da ottenere una categoria di valore aggiunto specifica per il fattore capitale¹¹. In questo modo è stato possibile analizzare la remunerazione del fattore lavoro nel suo complesso, a prescindere dalla posizione lavorativa degli occupati.

Le potenzialità informative di uno strumento contabile così dettagliato sono evidenti. Ad esempio, è possibile misurare la quota di valore aggiunto generata dal fattore lavoro, evidenziando come aspetti legati a scelte individuali del lavoratore (come il livello di istruzione) e/o a sue caratteristiche predeterminate (come il genere) possano influenzarne la ripartizione.

In analogia con quanto avviene nel contesto dei conti economici tradizionali, è possibile scomporre i redditi da lavoro in una misura di prezzo (reddito pro capite) e in una misura di volume (unità di lavoro).

In effetti, dal punto di vista metodologico, tale scomposizione precede la compilazione della matrice stessa, essendo questa ottenuta moltiplicando una matrice dell'input di lavoro (cfr. §3.1.1) e una matrice dei redditi pro capite medi (cfr. §3.1.2). Rispetto a quanto avviene nei conti nazionali, entrambe le matrici sono state stimate tenendo conto sia della tradizionale analisi per attività economica e posizione lavorativa del lavoratore (dipendente o indipendente), sia degli ulteriori criteri di analisi definiti per la SAM, vale a dire il genere e livello di istruzione del lavoratore. Inoltre, al fine di garantire la coerenza della SAM con i conti nazionali, le stime dell'input di lavoro e dei relativi redditi sono state vincolate ai dati pubblicati di contabilità nazionale.

Il metodo seguito per la stima della matrice del valore aggiunto della SAM è dunque in linea con la metodologia alla base della compilazione dei conti nazionali italiani, in cui l'input di lavoro rappresenta una grandezza centrale. L'Italia, infatti, è tra i Paesi che produce abitualmente stime sull'input di lavoro secondo le indicazioni del Sistema Europeo dei Conti (SEC). Tali dati sono alla base della stima di aggregati economici fondamentali come, ad esempio, il valore aggiunto ed i redditi da lavoro dipendente, ottenuti moltiplicando il volume di lavoro per valori pro capite di remunerazione e di valore aggiunto.

3.1.1 Stima dell'input di lavoro per genere e livello di istruzione

La stima dell'input di lavoro nel contesto dei conti economici nazionali avviene tradizionalmente attraverso un processo di integrazione e confronto di fonti informative differenti, tale da non consentire di associare a ciascuna unità di lavoro caratteristiche del lavoratore che non siano state prese in considerazione come variabili di stratificazione nell'intero processo di stima. Pertanto, al fine di ottenere una stima dell'input di lavoro per genere, si è ritenuto di replicare l'intero processo assumendo anche il genere del lavoratore come variabile di analisi, essendo questa rilevata da tutte le fonti informative considerate.

Riguardo al livello di istruzione invece, essendo presente soltanto nel Censimento della Popolazione e nell'Indagine sulle forze di lavoro, si è deciso di applicare la distribuzione dell'occupazione per livello di istruzione stimata da queste fonti all'intero ammontare delle unità di lavoro di contabilità nazionale già ripartite per genere.

¹¹ In Tavola 2, tale categoria è indicata con "Risultato lordo di gestione".

Sebbene sia stato replicato l'intero processo di stima, i risultati ottenuti dalla procedura non sono stati utilizzati come stime dirette dell'input di lavoro per genere: i dati pubblicati sull'input di lavoro hanno rappresentato il vincolo a cui riportare le stime ottenute, secondo un tradizionale approccio di tipo top-down. Una descrizione dettagliata della metodologia di stima è in Appendice A.1.

Questa metodologia, seppure complessa, ha avuto il vantaggio di produrre distribuzioni specifiche per genere per ciascuno dei segmenti di occupazione abitualmente stimati (persone occupate e attività lavorative secondarie, posizioni regolari e posizioni non regolari), ottenendole dalle stesse fonti informative da cui ha avuto origine il dato di vincolo. Le fonti utilizzate a questo scopo sono riportate nella Tavola 3.

Tavola 3 - Principali fonti informative utilizzate per la stima dell'input di lavoro per genere e livello di istruzione

Fonti	Informazioni	Genere	Livello di istruzione
Censimento della popolazione	Occupazione residente per luogo di impiego	X	X
Indagine sulle forze di lavoro	Occupati residenti	X	X
Censimento dell'industria e dei servizi	Occupazione regolare, occupazioni principali e secondarie	X	
Censimento dell'agricoltura	Settore agricolo, attività principali e multiple	X	
Dati di bilancio per specifiche attività economiche	Assicurazione, credito	X	X (solo credito)
Dati su specifici segmenti di occupazione	Stranieri non residenti	X	
Ragioneria generale dello stato, ministeri ed altri organismi	Occupazione delle AA.PP.	X	X

Nella Tavola 4 sono riportati i dati finali sull'input di lavoro dettagliati secondo il disegno della sottomatrice del valore aggiunto.

3.1.2 Stima dei redditi pro capite per genere e livello di istruzione

In questo paragrafo è descritto sinteticamente il metodo utilizzato per stimare i redditi da lavoro pro capite medi relativi ad ogni categoria di occupati prevista nella matrice dell'input di lavoro. Per dettagli ed approfondimenti si rinvia all'appendice A.2.

Le ipotesi sulle quali è sviluppata la procedura sono le seguenti:

- i lavoratori regolari percepiscono la stessa retribuzione¹² dei non regolari a parità di settore di attività economica e classe dimensionale dell'impresa presso cui sono impiegati, pertanto la differenza nel livello del reddito pro capite è imputabile esclusivamente alla inclusione dei contributi sociali effettivi e figurativi nel reddito dei lavoratori regolari;

¹² Ci riferiamo al concetto specifico di "retribuzione lorda" dei conti nazionali. A questo proposito, ricordiamo che i redditi da lavoro dipendente dei conti nazionali sono pari alla somma di retribuzioni lorde e contributi sociali a carico del datore di lavoro (cfr. SEC 70, § 406).

Tavola 4 - L'input di lavoro corrispondente alla sottomatrice del valore aggiunto - Unità di lavoro, 1996 ^(*)

Tipologie di occupazione		Attività economiche							
		Agricolt. (NACE-Rev.1 A/B)	Estrattive e manifattur. (NACE-Rev.1 C/D/E)	Costruz. (NACE-Rev.1 F)	Commercio alberghi, trasporti, comunicaz. (NACE-Rev.1 G/H/I)	Intermediaz. finanz. e serv. alle imprese (NACE-Rev.1 J/K)	PA e serv. alle famiglie. (NACE-Rev.1 L/M/N/O/P)	Totale	
Posizione e genere	Livello di istruzione								
Dipendenti	Maschi	Basso	306.767	1.907.648	659.330	1.313.372	191.088	948.608	5.326.813
		Medio	48.044	902.975	129.428	654.357	513.446	705.231	2.953.481
		Alto	2.240	101.973	9.107	71.292	157.473	441.196	783.281
		Totale	357.051	2.912.596	797.865	2.039.021	862.007	2.095.035	9.063.575
	Femmine	Basso	187.395	874.915	18.799	658.578	202.374	1.067.412	3.009.473
		Medio	13.825	426.408	38.747	532.651	439.477	1.377.677	2.828.785
		Alto	597	39.375	804	41.441	47.995	622.412	752.624
		Totale	201.817	1.340.698	58.350	1.232.670	689.846	3.067.501	6.590.882
	Totale dipendenti		558.868	4.253.294	856.215	3.271.691	1.551.853	5.162.536	15.654.457
	Indipendenti	Maschi	Basso	562.776	193.602	184.595	797.809	47.087	131.800
Medio			72.069	88.871	91.115	380.200	129.320	83.106	844.681
Alto			4.553	10.453	27.905	36.989	356.113	89.161	525.174
Totale			639.398	292.926	303.615	1.214.998	532.52	304.067	3.287.524
Femmine		Basso	159.000	75.612	14.413	400.975	44.488	108.060	802.548
		Medio	19.723	39.827	3.006	194.775	33.884	76.111	367.326
		Alto	1.152	4.604	1.009	17.300	29.667	43.808	97.540
		Totale	179.875	120.043	18.428	613.050	108.039	227.979	1.267.414
Totale indipendenti		819.273	412.969	322.043	1.828.048	640.559	532.046	4.554.938	
Totale Unità di lavoro		1.378.141	4.666.263	1.178.258	5.099.739	2.192.412	5.694.582	20.209.395	

^(*) Le unità di lavoro indipendenti incluse nella tavola sono relative agli indipendenti impiegati nelle unità produttive non costituite in società. Per tornare al totale delle unità di lavoro indipendenti come pubblicate nell'ambito dei conti nazionali, è necessario sommare alle unità di lavoro presenti nella Tavola, quelle relative agli indipendenti che svolgono attività di autoproduzione e quelle relative agli indipendenti che lavorano nel settore delle società.

- nel contesto di una stessa branca, i differenziali di remunerazione per genere e livello di istruzione sono gli stessi per tutti i lavoratori, siano essi dipendenti o indipendenti, regolari o irregolari.

Il metodo prevede che sia stimata, in primo luogo, la remunerazione media pro capite per ciascuna tipologia di lavoro dipendente prevista dalla SAM, attingendo di volta in volta alla fonte ritenuta più affidabile per ciascun settore di attività economica. Considerando la remunerazione media di branca come termine di riferimento sono stati quindi calcolati i differenziali di remunerazione relativi a ciascun segmento di occupazione. I risultati sono riportati nella Tavola 5.

Tavola 5 - Differenziali di remunerazione per genere e livello di istruzione (media di settore di attività economica=1)

Segmento di occupazione	Settori di attività economica					
	Agricoltura	Estrattive e manifatturiere	Costruzioni	Commercio, alberghi, trasporti, comunicazioni	Intermediaz. finanz. e serv. alle imprese	PA e serv. alle famiglie.
Maschi-bassa istruzione	0,99	1,00	0,94	1,01	0,84	0,95
Maschi-media istruzione	1,49	1,28	1,28	1,24	1,27	1,07
Maschi-alta istruzione	2,21	2,26	1,70	1,72	1,71	1,66
Femmine-bassa istruzione	0,73	0,79	0,87	0,80	0,65	0,63
Femmine-media istruzione	1,10	0,96	1,01	0,89	0,84	0,89
Femmine-alta istruzione	1,64	1,28	1,01	1,33	1,07	1,05

Tali differenziali sono stati applicati alle retribuzioni pro capite medie tratte dai conti nazionali, in modo da ottenere valori pro capite medi distinti per settore di attività economica, genere e livello di istruzione.

Una prima distribuzione delle retribuzioni è quindi ottenuta moltiplicando i valori pro capite stimati per le corrispondenti unità di lavoro. Tali stime sono state poi ricondotte al vincolo delle retribuzioni per settore di attività economica pubblicate nell'ambito dei conti nazionali, allocando le discrepanze in proporzione al peso di ciascuna categoria di lavoro. Il risultato è una matrice delle retribuzioni coerente con gli aggregati dei conti nazionali nella quale però le retribuzioni sono distinte anche per genere e livello di istruzione del lavoratore¹³.

Il passaggio dalla matrice delle retribuzioni a quella dei redditi da lavoro richiede che le retribuzioni dei lavoratori regolari siano integrate con i contributi sociali. A questo scopo, l'ammontare di contributi sociali di ciascuna branca di attività economica, tratto dai conti nazionali, viene ripartito tra le diverse categorie di lavoro regolare, in proporzione al loro ammontare. Infine, sommando i redditi relativi al lavoro regolare e non regolare, si ottiene la stima finale dei redditi da lavoro dipendente per genere e livello di istruzione.

Passando al lavoro indipendente, innanzitutto è stato necessario calcolare il reddito da imputare a ciascuna branca di attività economica. A tal fine le unità di lavoro indipendenti sono state remunerare con i medesimi pro capite di retribuzione dei lavoratori dipendenti impiegati nello stesso settore di attività economica ed in imprese della stessa classe dimensionale. L'ammontare ottenuto rappresenta la quota di reddito misto implicitamente destinata a remunerare il lavoro prestato da imprenditori e lavoratori autonomi. La successiva analisi per genere e livello di istruzione è stata ottenuta applicando gli stessi differenziali utilizzati per le retribuzioni dei lavoratori dipendenti.

Sulla base delle stime così ottenute è stata compilata la matrice del valore aggiunto riprodotta in Tavola 2.

¹³ I differenziali di retribuzione calcolati su tale matrice sono diversi rispetto a quelli riportati in Tavola 5, proprio a causa dei cambiamenti nel livello di retribuzione per tipologia di lavoro, determinati dalla riconciliazione con i livelli di retribuzione dei conti nazionali.

3.2 Un esempio di utilizzo della sottomatrice del valore aggiunto

In questo paragrafo è presentato un esempio di utilizzo della sottomatrice del valore aggiunto descritta nel paragrafo precedente.

Trattandosi di stime datate, lo scopo dell'analisi non è tanto descrivere le caratteristiche dell'occupazione italiana e della relativa remunerazione, quanto sottolineare le potenzialità di analisi di una sottomatrice del valore aggiunto così articolata. L'apporto in termini di informazione è senz'altro rilevante se consideriamo che le grandezze riportate nella sottomatrice e gli indicatori da esse derivate sono direttamente rapportabili e comparabili con i principali aggregati macroeconomici nazionali e sopranazionali stimati secondo le direttive della contabilità nazionale.

I dati relativi all'input di lavoro forniscono uno spaccato sulla distribuzione per genere e livello di istruzione delle unità di lavoro impiegate nel processo produttivo. Emerge così la prevalenza di occupazione maschile in tutti i settori economici ad eccezione di quello della Pubblica amministrazione e degli altri servizi alle famiglie e la relativa scarsità di impiego di fattore lavoro altamente istruito che risulta maggiormente presente nel settore dell'Intermediazione finanziaria e degli altri servizi alle imprese (Tavola 6).

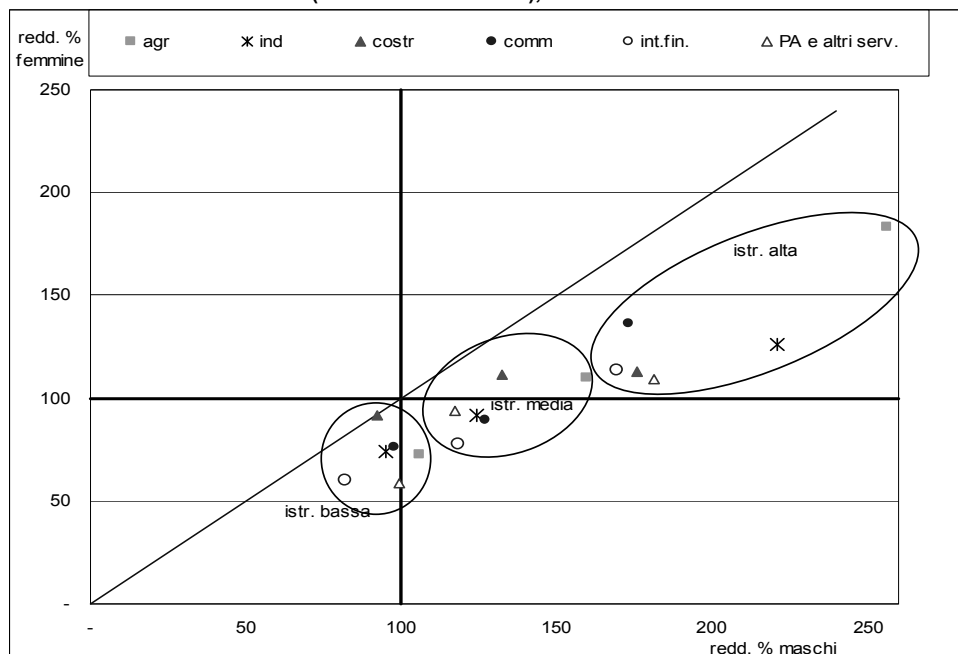
Tavola 6 – Occupazione per settore, livello di istruzione e genere (Ula, % - 1996)

Genere	Istruzione	Agricoltura	Estrattive e manifattur.	Costruzioni	Commercio, alberghi, trasporti, comunicaz.	Intermediaz. finanz. e serv. alle imprese	PA e serv. alle famiglie.	Totale.
Maschi	Bassa	63,1	45,0	71,6	41,4	10,9	19,0	35,8
	Media	8,7	21,3	18,7	20,3	29,3	13,8	18,8
	Alta	0,5	2,4	3,1	2,1	23,4	9,3	6,5
	Totale	72,3	68,7	93,5	63,8	63,6	42,1	61,1
Femmine	Bassa	25,1	20,4	2,8	20,8	11,3	20,6	18,9
	Media	2,4	10,0	3,5	14,3	21,6	25,5	15,8
	Alta	0,1	0,9	0,2	1,2	3,5	11,7	4,2
	Totale	27,7	31,3	6,5	36,2	36,4	57,9	38,9
Totale		100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Questo tipo di informazione, se disponibile nel tempo, potrebbe convergere nelle analisi sulla produttività del lavoro consentendo di spiegare cambiamenti nella produttività anche in funzione della composizione del capitale umano impiegato nel processo di produzione. Inoltre, le stime dell'input di lavoro per genere e livello di istruzione, oltre a fornire di per sé una fotografia della composizione del fattore lavoro, consentono di stimare i valori pro capite di reddito e di produzione ed i relativi differenziali, nell'ambito di un quadro macroeconomico coerente.

Come mostra ad esempio la Figura 1, le stime realizzate nel contesto della SAM orientata all'analisi del mercato del lavoro hanno consentito, per il 1996, di analizzare i differenziali di reddito relativi ai redditi da lavoro dipendente, distinti secondo le categorie previste dalla sottomatrice del valore aggiunto.

Figura 1 - Differenziali di reddito da lavoro dipendente per maschi e femmine con lo stesso livello di istruzione (media di branca=100), Italia -1996



Le coordinate di ciascun punto corrispondono all'incidenza, espressa in termini percentuali, del reddito percepito dai maschi (asse ascisse) e dalle femmine (asse ordinate) con lo stesso livello di istruzione ed impiegati dalla stessa branca, rispetto al reddito medio della branca. Su entrambi gli assi, in corrispondenza del valore 100, si collocano, quindi, i redditi medi di ciascuna branca. Sulla bisettrice, infine, si trovano i punti corrispondenti ai casi in cui il reddito medio dei maschi equivale a quello delle femmine.

Osservando la Figura 1 si nota come tutti i punti si trovino al di sotto della bisettrice, segnalando, in generale, una maggiore remunerazione del fattore lavoro maschile rispetto a quello femminile. Questa tendenza si accentua al crescere del livello di istruzione, che comunque risulta correlato al reddito per entrambi i sessi. Il grafico mostra, inoltre, come per i maschi l'istruzione media garantisca nel 1996 un reddito mediamente pari o superiore alla media della branca (punti con ascissa maggiore di 100). Nel caso delle femmine, invece, il reddito medio superava la media di branca (punti con ordinata maggiore di 100) soltanto in presenza di un titolo universitario: sono un'eccezione le branche dell'agricoltura e delle costruzioni in cui, presumibilmente, l'occupazione femminile era impiegata in mansioni di maggior qualifica anche per livelli di istruzione medi.

Nell'ambito di una stessa branca di attività economica, le differenze tra i redditi percepiti dalle diverse tipologie di lavoro possono essere dovute al numero di ore effettivamente lavorate¹⁴, alla qualifica e anzianità di servizio del lavoratore, alla eventuale

¹⁴ Le unità di lavoro su cui si basa il calcolo dei redditi pro capite sono calcolate tenendo conto del lavoro part-time ma non del lavoro straordinario.

riscossione di premi di produttività. Un ulteriore elemento che può spiegare i differenziali di reddito è la diversa proporzione di lavoro regolare e non regolare nell'ambito delle diverse categorie di lavoratori; infatti, il reddito dei lavoratori non regolari non comprende i contributi sociali e risulta pertanto, *ceteris paribus*, più basso del reddito dei lavoratori regolari. In particolare, i dati relativi al 1996 evidenziano una maggiore incidenza della componente non regolare per l'occupazione femminile di alcune branche. Ciò potrebbe concorrere a spiegare perché il reddito delle donne fosse, nel 1996, mediamente più basso di quello degli uomini, a parità di branca e di livello di istruzione.

Se calcoliamo i differenziali di reddito di ciascuna tipologia di lavoro rispetto al reddito medio nazionale, è possibile evidenziare l'effetto della branca di attività economica nella determinazione del reddito percepito. I risultati di questo tipo di analisi segnalano come, nel 1996, le branche dell'industria e del settore finanziario registrarono redditi sistematicamente più elevati per ogni categoria di lavoro. All'estremo opposto si collocavano le branche dell'agricoltura e delle costruzioni, settori nei quali le donne percepivano redditi inferiori alla media nazionale anche in possesso di un titolo di studio elevato.

4. La sottomatrice dei consumi

4.1 La costruzione della sottomatrice

La sottomatrice dei consumi finali registra i consumi di tre tipi di operatori: le famiglie, le istituzioni senza finalità di lucro e le amministrazioni pubbliche. Per ciascuno di questi tre operatori è necessario disporre dei dati classificati per branca, reperibili nella Tavola intersettoriale dell'Economia Italiana (TEI) o nella Tavola Supply-Use, a seconda degli anni di riferimento¹⁵. I dati di partenza devono tuttavia essere sottoposti ad "aggiustamenti" al fine di prestare particolare attenzione a due problematiche:

I. passaggio dal consumo interno al consumo nazionale. La TEI registra i consumi finali interni del sistema, vale a dire i consumi effettuati sul territorio economico sia dalle unità residenti che da quelle non residenti. La SAM, al contrario, deve mostrare i consumi nazionali (cioè delle sole unità residenti, effettuati sia sul territorio nazionale che all'estero) per branca produttrice. Per passare dai consumi interni ai consumi nazionali, è stato necessario stimare i seguenti vettori:

- i consumi per branca effettuati sul territorio nazionale dalle unità non residenti;
- i consumi per branca effettuati nel resto del mondo da unità residenti.

La stima di tali vettori è stata possibile grazie ad analisi particolari condotte dal dipartimento di contabilità nazionale nel contesto degli studi effettuati per valutare la copertura sui consumi interni da parte dell'Indagine Istat sui consumi delle famiglie (BF), che rileva invece i consumi nazionali¹⁶.

II. Incrocio tra tipo di attività produttiva e settore istituzionale. Le informazioni fornite dalla Tavola intersettoriale dell'economia italiana e dai conti nazionali per settore istituzionale consentono di incrociare il consumo per branca con il settore istituzionale che effettua il consumo. Infatti, la TEI prevede due voci: i "consumi delle famiglie", che

¹⁵ Per la stima della SAM è stata utilizzata la TEI relativa al 1990.

¹⁶ Corea C. (1998).

corrispondono al consumo del settore istituzionale Famiglie e i “consumi collettivi” che corrispondono ai servizi forniti gratuitamente dal settore della Pubblica amministrazione e dalle Istituzioni sociali senza finalità di lucro (ISP). Gli altri settori istituzionali non effettuano spese per consumo finale.

Grazie alle informazioni contenute nei conti nazionali per settore istituzionale, è possibile individuare la parte di consumi collettivi imputabile alle ISP (che vengono quindi aggiunti ai consumi individuali delle famiglie)¹⁷ e alla Pubblica Amministrazione.

Tavola 7.a – La sottomatrice della spesa per consumo finale aggregata - Dati in milioni di euro – prezzi correnti – Anno 1996^(*)

Beni di gruppi e servizi (gruppi CPA)	Amministrazioni pubbliche	Famiglie	Totale
Prodotti dell'agricoltura, caccia, silvicoltura, pesca e piscicoltura (CPA A/B)	16	23.729	23.745
Prodotti da estrazione, attività manifatturiera, produzione e distribuzione di energia (CPA C/D/E)	5.764	294.514	300.278
Costruzioni (CPA F)		939	939
Commercio, riparazioni, alberghi e pubblici esercizi, servizi di trasporti e comunicazione (CPA G/H/I)	618	94.340	94.958
Intermediazione finanziaria, attività immobiliari, noleggio, informatica e servizi alle imprese (CPA J/K)	2.025	101.487	103.512
Altri servizi (gruppi CPA da L a P)	169.145	57.934	227.079
Totale	177.568	572.943	750.511

(*) La Tavola contiene le grandezze monetarie stimate in base alla revisione dei conti nazionali del 1992. I dati, originariamente in lire, sono stati convertiti in euro. Ciò può aver dato luogo a piccole discrepanze all'interno della Tavola stessa e tra i valori in essa contenuti e i dati dei conti nazionali pubblicati in euro.

Una volta compilata la cella dei consumi in forma aggregata (tavola 7.a), è necessario procedere alla ripartizione dei consumi delle famiglie in categorie omogenee rispetto al possesso di caratteristiche socio economiche. Pertanto, solamente il vettore intestato alle Famiglie deve essere disaggregato ulteriormente.

Nell'ambito dei lavori del LEG si è deciso di utilizzare la scomposizione per fonte principale di reddito al fine di analizzare i flussi di distribuzione ed allocazione del reddito tra gruppi di famiglie. In particolare, sono stati individuati quattro raggruppamenti di famiglie caratterizzati dalla prevalenza delle seguenti tipologie di reddito:

1. reddito da lavoro dipendente;
2. redditi da capitale, incluso reddito da lavoro autonomo;
3. pensioni;
4. reddito da altri trasferimenti.

Questa classificazione non è stata applicata al caso italiano per due ordini di motivi. In primo luogo, il gruppo di famiglie con in prevalenza redditi da altri trasferimenti non costituisce un segmento rilevante della popolazione italiana tanto che il peso di tale categoria nel contesto delle indagini campionarie è prossimo allo zero. Tali famiglie sono

¹⁷ Questo aggiustamento si è reso necessario in quanto nei conti per settore istituzionale il settore Famiglie includeva anche le ISP.

state dunque classificate in una categoria che include sia le pensioni che altri trasferimenti quali fonti principali del reddito familiare. Inoltre, data la cospicua presenza in Italia di lavoratori autonomi, si è scelto di isolare i redditi da lavoro autonomo dagli altri redditi da capitale, prevedendo per entrambe le componenti, una specifica categoria di famiglie. Pertanto, per il caso italiano, la classificazione delle famiglie adottata nel contesto del LEG è stata la seguente:

1. redditi da lavoro dipendente;
2. reddito misto (ovvero reddito da lavoro autonomo e fitti effettivi);
3. pensioni e altri trasferimenti;
4. altri redditi (ovvero redditi da capitale).

La simultanea ripartizione del reddito e del consumo tra gruppi di famiglie omogenei rispetto alla fonte principale di reddito familiare richiede la disponibilità di informazioni su redditi e consumi a livello di singola famiglia. Al momento dello svolgimento di questa ricerca tali dati erano rilevati da due fonti indipendenti: da un lato l'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, condotta dalla Banca d'Italia (che chiameremo BI) che chiedeva ad ogni componente delle famiglie campionate l'ammontare percepito per ciascuna tipologia di reddito¹⁸; dall'altro l'Indagine sui consumi condotta dall'Istat (da qui in poi BF), cui le famiglie dichiaravano l'ammontare di consumo per categorie molto dettagliate di beni¹⁹. E' stato quindi necessario combinare le informazioni provenienti da entrambe le indagini attraverso un matching statistico effettuato a livello micro²⁰ (famiglia) in modo da ottenere indicatori di ripartizione consistenti dal punto di vista economico. L'archivio ottenuto contiene informazioni su tutte le variabili dell'indagine BI e su un sottoinsieme specifico di variabili dell'indagine BF, tra le quali la spesa annuale per consumo distinta in 40 funzioni di spesa. Per effettuare il matching statistico sono state utilizzate variabili non monetarie rilevate da entrambe le indagini: variabili socio-demografiche relative a ciascuna componente della famiglia (genere, età, posizione nella famiglia, titolo di studio), alla famiglia nel suo complesso (area di residenza e numero di componenti) e alla collocazione nel mercato del lavoro di ciascuna componente della famiglia (condizione, posizione nella professione, settore di attività economica).

Utilizzando indicatori tratti dall'archivio ottenuto integrando le indagini BI e BF, è stato possibile ottenere una stima della spesa per consumo delle famiglie distinte per funzione di spesa e per tipologia familiare (fonte principale di reddito). Il risultato finale del processo è la sottomatrice dei consumi finali riprodotta dalla Tavola 7.b²¹.

¹⁸ In tal modo è possibile ricavare la variabile fonte principale di reddito familiare a partire dai redditi individuali rilevati secondo la tipologia (reddito netto da lavoro indipendente, pensioni ed arretrati netti, altri trasferimenti, reddito netto da lavoro autonomo, redditi da capitale): per ogni famiglia è stata calcolata l'incidenza di ciascuna tipologia di reddito sul reddito familiare nel suo complesso, la tipologia di reddito con incidenza maggiore è stata assunta come fonte principale di reddito della famiglia.

¹⁹ Per i redditi, a partire dal 2003 è disponibile anche l'indagine campionaria Istat sulle Condizioni di vita delle famiglie.

²⁰ Il metodo adottato considera l'indagine BI come archivio base, da integrare con informazioni sulla spesa per consumo finale provenienti dall'indagine BF. Più precisamente si ipotizza che i record dell'indagine BI siano incompleti in corrispondenza delle variabili relative alla spesa per consumo. L'obiettivo è quello di individuare i donatori tra le famiglie BF. Dunque, il problema dell'integrazione tra dati provenienti da fonti diverse viene ricondotto ad un problema di imputazione in caso di mancate risposte. Per una descrizione puntuale del metodo utilizzato si veda Coli A., Tartamella F. (2000c) e Coli A. *et al.* (2006).

²¹ Nella SAM i consumi sono classificati per branca di attività economica e non per funzione. La conversione delle funzioni in branche può essere agevolmente realizzata utilizzando opportuni pesi forniti da Istat (matrice ponte).

Tavola 7.b – La sottomatrice dei consumi finali con disaggregazione delle Famiglie, per fonte principale di reddito - Dati in milioni di euro – prezzi correnti – Anno 1996⁽¹⁾

Beni di gruppi e servizi (gruppi CPA)	Amministrazioni pubbliche	Famiglie				Totale
		Reddito da lavoro dipendente	Reddito misto ^(**)	Pensioni e altri trasferimenti	Altri redditi ^(***)	
Prodotti dell'agricoltura, caccia, silvicoltura, pesca e piscicoltura (CPA A/B)	16	10.596	3.038	7.022	3.073	23.745
Prodotti da estrazione, attività manifatturiera, produzione e distribuzione di energia (CPA C/D/E)	5.764	136.262	44.066	72.477	41.710	300.279
Costruzioni (CPA F)		390	126	278	145	939
Commercio, riparazioni, alberghi e pubblici esercizi, servizi di trasporti e comunicazione (CPA G/H/I)	618	48.356	15.268	16.539	14.176	94.957
Intermediazione finanziaria, attività immobiliari, noleggio, informatica e servizi alle imprese (CPA J/K)	2.025	42.432	13.953	28.951	16.151	103.512
Altri servizi (gruppi da CPA da L a P)	169.145	24.488	8.542	13.752	11.152	227.079
Totale	177.568	262.524	84.993	139.019	86.407	750.511

⁽¹⁾ La Tavola contiene le grandezze monetarie stimate in base alla revisione dei conti nazionali del 1992. I dati, originariamente in lire, sono stati convertiti in euro. Ciò può aver dato luogo a piccole discrepanze all'interno della tavola stessa e tra i valori in essa contenuti e i dati dei conti nazionali pubblicati in euro.

^(**) Il Reddito misto include anche gli affitti effettivi riscossi dalle famiglie che, nei conti per settore istituzionale, sono attribuiti al sottosettore delle Famiglie produttrici.

^(***) Gli Altri redditi includono sia i redditi da capitale finanziario, sia gli affitti imputati, che, nei conti per settore istituzionale, affluiscono nella produzione delle Famiglie consumatrici.

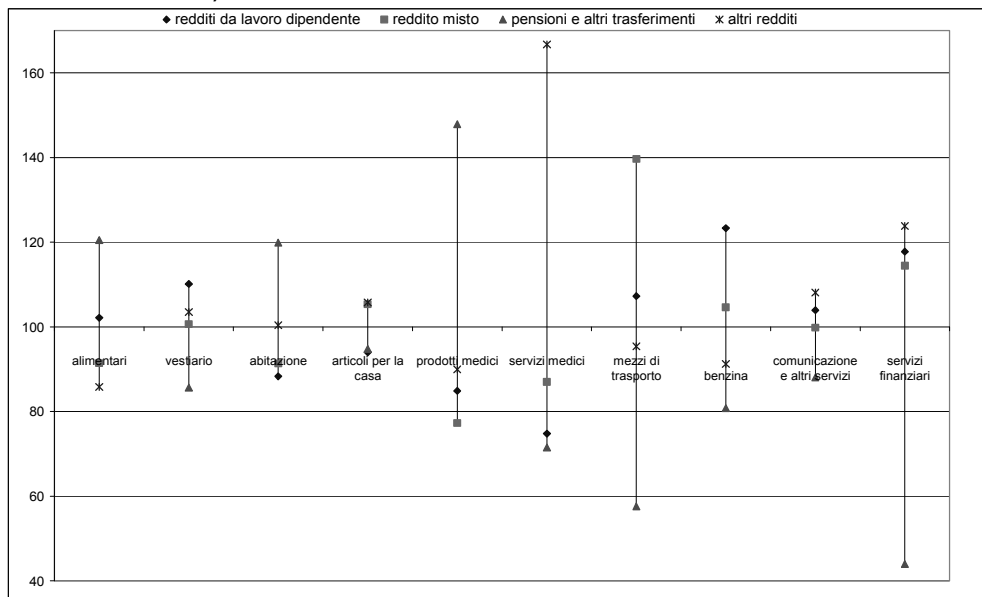
4.2 Analisi dei consumi familiari effettuati dalle famiglie con diversa fonte principale di reddito

La Tavola 7.b è la sintesi di informazioni più analitiche sulle quali si basano le analisi riportate di seguito che, nuovamente, rappresentano una esemplificazione dei possibili utilizzi di questa sezione della SAM.

In particolare, la distribuzione dei consumi per gruppi di famiglie e funzione di consumo²² mostra come la composizione del reddito familiare possa influenzare le scelte di consumo²³. La Figura 3 illustra quanto la distribuzione percentuale dei consumi di ciascuna tipologia familiare si discosti dalla media, posta pari a 100 e rappresentata dall'asse orizzontale.

²² Il contenuto di ogni funzione di consumo è descritto nell'appendice A.3.

²³ Al fine di determinare come sia puramente la fonte principale di reddito e non un insieme di caratteristiche ad essa connesse (età, genere o titolo di studio del capofamiglia) a determinare le scelte di consumo, sarebbe opportuno condurre una analisi econometrica per analizzare le scelte di consumo come funzione della tipologia di reddito, avendo cura di eliminare l'effetto delle altre variabili. Da questo tipo di analisi potrebbe risultare come sia proprio la tipologia di reddito a determinare la composizione dei consumi di una famiglia, oppure potrebbe emergere come le scelte di consumo derivino da una pluralità di caratteristiche demografiche sociali ed economiche. Nell'ambito del LEG si è ipotizzato che tali caratteristiche possano essere utilmente sintetizzate proprio dalla fonte principale del reddito familiare.

Figura 3 – Spesa per funzioni di consumo e tipologie familiari (incidenza media per tipologia di bene=100)

Emerge con particolare evidenza come le famiglie con fonte principale reddito misto o reddito da lavoro dipendente abbiano il comportamento di consumo meno tipico, con una ripartizione della spesa per funzione molto simile a quella registrata dalle famiglie nel loro complesso. Sicuramente questo è dovuto al fatto che, trattandosi delle tipologie familiari più numerose, esse hanno un maggiore peso nel determinare l'incidenza complessiva delle diverse tipologie di beni e servizi sul totale dei consumi. Un comportamento più tipico è quello delle famiglie che derivano il loro reddito in prevalenza da altri redditi, ma sono le famiglie che derivano il loro reddito in prevalenza da pensioni e altri trasferimenti ad avere il comportamento di consumo più caratterizzato. Quest'ultima categoria risulta spendere più delle altre per consumi alimentari, spese fisse dell'abitazione (affitti e utenze), beni non durevoli per la casa, prodotti medici, registrando, viceversa, una quota di consumi notevolmente inferiore a quella media per tutte le altre tipologie di consumo inclusi gli acquisti di servizi medici. Questo non deve stupire in quanto le spese per consumo che stiamo analizzando sono quelle direttamente sostenute dalle famiglie e non comprendono le spese sostenute dalle AA.PP. in loro favore. In sostanza, non è detto che tali famiglie non ricorrano ai servizi medici. Si presume piuttosto che questa particolare tipologia familiare (fondamentalmente composta da anziani) quando ricorre a servizi medici si affidi di più al sistema sanitario nazionale e non al servizio privato. Viceversa le altre tipologie familiari, soprattutto quelle con reddito da capitale, che sembrano spendere di più in servizi sanitari, sono quelle che in realtà si affidano maggiormente al sistema privato²⁴.

²⁴ Rammentiamo che i dati si riferiscono al 1996 e che, nel corso del tempo, la quota di spesa sostenuta dal sistema sanitario nazionale che risulta direttamente a carico delle famiglie è aumentata.

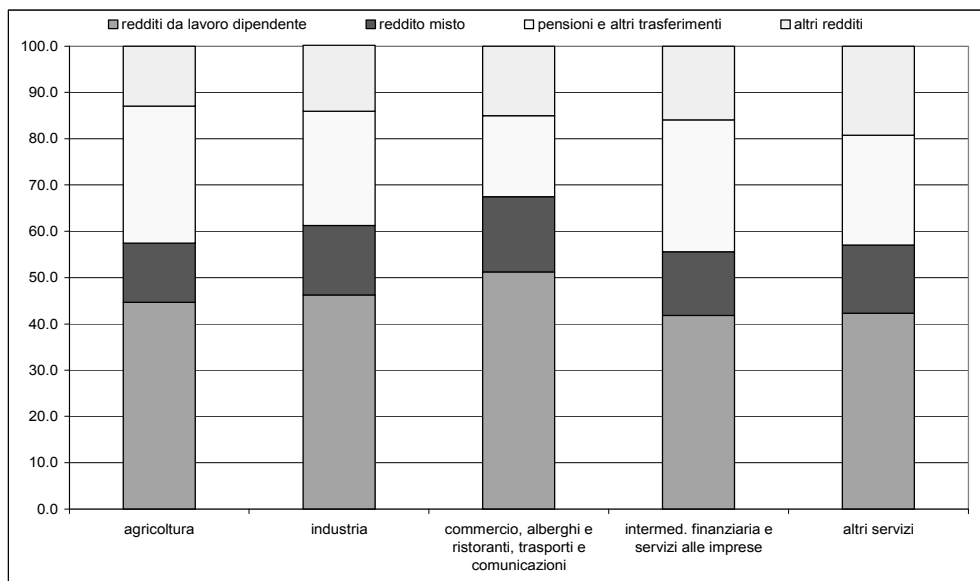
La spesa per consumo delle diverse tipologie familiari può essere analizzata in base alla branca di attività economica (o settore economico) che produce i beni o servizi consumati, ad esempio evidenziando, con riferimento ad ogni settore produttivo, la quota di domanda imputabile a ciascuna tipologia familiare (Figura 4). Le analisi presentate prendono in considerazione i seguenti settori economici: Agricoltura, Industria (incluse costruzioni), Commercio, alberghi e ristoranti, trasporti e comunicazioni, Intermediazione finanziaria e altri servizi alle imprese, Altri servizi.

I risultati qui presentati, anche se non aggiornati, forniscono spunti originali di analisi economica. In particolare, possono essere utili per studiare quanto l'aumento di reddito di determinate categorie di famiglie (o il semplice aumento numerico, quindi di peso relativo rispetto al totale delle famiglie) possa influire sulla composizione della domanda, e di conseguenza sulla struttura produttiva, a parità di propensione al consumo.

La Figura 4 mostra come la produzione dei diversi settori economici sia acquistata, in quota, in maniera fortemente differenziata dai diversi gruppi di famiglie, pur scontando una diversa numerosità per ogni gruppo familiare.

Queste analisi risultano particolarmente interessanti in un contesto di invecchiamento della popolazione, caratterizzato da un aumento del peso delle famiglie con reddito prevalente da trasferimenti. Tali famiglie hanno un comportamento di consumo tipico, come abbiamo evidenziato nel commento alla Figura 3, con un'incidenza di consumo inferiore alla media per i beni prodotti dalle branche del manifatturiero (come evidenziato dalla Figura 4). La crescita di questa tipologia familiare potrebbe quindi condurre, nel lungo periodo, ad un cambiamento della struttura produttiva.

Figura 4 – Distribuzione dei consumi per tipologia familiare e settore di attività economica (totale consumi del settore di produzione=100)



5. Conclusioni

Nei primi anni 2000, la contabilità nazionale italiana ha partecipato ad un gruppo di lavoro internazionale sulla costruzione di matrici di contabilità sociale (LEG sulle SAM) il cui esito è stato la redazione di un manuale guida e la compilazione di SAM pilota per i Paesi partecipanti.

Lo schema contabile disegnato dal LEG prevede la suddivisione dei redditi da lavoro (e del relativo volume di ore di lavoro) in tipologie individuate incrociando il settore economico delle imprese, la posizione professionale (dipendente/indipendente), il genere e il livello di istruzione del lavoratore. Inoltre, tale SAM si caratterizza per la suddivisione del settore Famiglie in gruppi omogenei rispetto alla fonte principale di reddito familiare (da lavoro dipendente, misto, da pensione e altri trasferimenti, da capitale).

Il dettaglio di analisi introdotto con la disaggregazione dei flussi citati investe varie celle della matrice, consentendo di approfondire lo studio delle interrelazioni che coinvolgono le famiglie (o i relativi componenti) in ogni fase del processo economico. In questo lavoro ci siamo soffermati sulla descrizione e l'analisi di due tra le celle più significative: la sottomatrice del valore aggiunto che consente di evidenziare in quale misura le diverse tipologie di lavoro contribuiscono al valore aggiunto di ogni branca, e la sottomatrice dei consumi che mostra la domanda di beni di consumo per branca di attività economica e gruppi di famiglie distinti in base alla fonte principale di reddito.

Al di là dei risultati, inevitabilmente datati, il lavoro qui descritto mette in luce il contributo della SAM sia in termini di contenuto informativo e, di conseguenza, di potenzialità di analisi, sia in termini metodologici.

Riguardo al primo aspetto, è essenziale ricordare che i dati contenuti nelle due matrici sono coerenti ed integrati con le macrovariabili dei conti nazionali, cui possono essere direttamente rapportati per il calcolo di indicatori significativi. Ad esempio, è possibile calcolare l'incidenza di una particolare categoria di lavoro rispetto al prodotto interno lordo, oppure il peso di una determinata tipologia familiare nella domanda per beni di consumo. Questo tipo di analisi non può essere effettuato rapportando gli aggregati dei conti nazionali direttamente alle statistiche fornite dalle indagini campionarie su occupazione, redditi e consumi, a causa delle differenze, talvolta sostanziali, che emergono comparando tali fonti e la contabilità nazionale. Inoltre, è da sottolineare il contributo originale della sottomatrice dei consumi in termini di contenuto: in Italia, infatti, nessuna fonte è in grado di analizzare la spesa per consumo simultaneamente per tipo di prodotto acquistato e gruppi di famiglie accumulate dalla stessa tipologia di reddito prevalente.

Passando agli aspetti metodologici, il contributo più rilevante dell'esperienza del LEG sulle SAM è stato quello di evidenziare le potenzialità e i limiti dell'attuale processo di stima dei conti nazionali ai fini della costruzione di matrici di contabilità sociale.

Tra le potenzialità occorre segnalare la possibilità di includere la variabile genere nella stima dell'input di lavoro e dei relativi redditi²⁵ senza apportare modifiche radicali all'impianto concettuale dell'attuale procedura di stima. Lo sviluppo di una metodologia che dia luogo a dati annuali su input di lavoro e redditi per genere potrebbe innanzitutto

²⁵ Diversamente da quanto avveniva al momento della compilazione della SAM presentata in questo lavoro, le fonti oggi utilizzate per la stima dei redditi da lavoro contengono le informazioni necessarie per ottenere stime distinte per genere.

migliorare l'accuratezza delle stime attuali, vista l'affidabilità (cioè la bassa probabilità di errore) con cui è rilevata la variabile genere sia nelle indagini svolte presso le famiglie sia nelle indagini svolte presso le imprese. Ma soprattutto tale innovazione potrebbe arricchire l'analisi sulla distribuzione del reddito e sulla produttività, aprendo la strada allo sviluppo di una contabilità nazionale orientata anche alla prospettiva di genere.

Per quanto riguarda i limiti, dobbiamo ricordare che le statistiche utilizzate per la stima dei conti nazionali ancora oggi non includono fonti che raccolgono informazioni sui redditi percepiti dagli individui. Ciò costituisce un limite rilevante alla costruzione di matrici di contabilità sociale dal momento che il principale scopo della SAM è di evidenziare il processo di formazione del reddito disponibile di gruppi socioeconomici di famiglie.

Nel lavoro qui presentato è stato necessario introdurre una fonte *ad hoc* per ottenere indicatori adeguati sia a differenziare i redditi da lavoro che a disaggregare il consumo tra i gruppi socioeconomici di famiglie. Nel corso del LEG, la fonte migliore per questo scopo era stata individuata nell'Indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane (BI). Tuttavia, a partire dal 2003 è disponibile anche l'Indagine Istat sulle condizioni di vita delle famiglie (Eusilc), che ha il vantaggio di essere basata su un campione tre volte più numeroso rispetto a quello dell'indagine della Banca d'Italia e soprattutto di garantire una buona comparabilità internazionale, essendo condotta simultaneamente in tutti i Paesi europei sulla base dello stesso questionario. L'inclusione di una fonte di questo tipo negli schemi di contabilità nazionale potrebbe contribuire, tra l'altro, ad un miglioramento della stima del Prodotto interno lordo; alle tradizionali stime calcolate dal lato della domanda e dal lato dell'offerta potrebbe, infatti, essere affiancata una terza stima indipendente del PIL basata sul cosiddetto approccio del reddito, da inserire nel processo di bilanciamento da cui scaturisce la stima finale dell'aggregato (Istat, 2004).

L'utilizzo di statistiche sui redditi individuali e familiari non è però sufficiente a ricostruire la contabilità completa dei gruppi socioeconomici di famiglie evidenziati in una SAM. Entrambe le indagini citate, infatti, se da un lato raccolgono informazioni sufficientemente dettagliate in merito alla composizione dei redditi, dall'altro contengono pochi e generici quesiti sul consumo e la formazione del risparmio. D'altro lato, l'Indagine Istat sui consumi delle famiglie italiane (BF) rileva con sufficiente dettaglio la spesa per consumo finale soffermandosi solo marginalmente su reddito e risparmio. Solamente integrando i dataset delle indagini sui redditi da un lato e sui consumi dall'altro è dunque possibile disporre di informazioni sufficientemente dettagliate per stimare i flussi contabili relativi a tutte le fasi del processo economico. In questo lavoro è stato effettuato un matching statistico tra i microdati dell'indagine BI e quelli dell'indagine BF utilizzando il metodo del donatore con distanza minima, con l'obiettivo specifico di compilare la sottomatrice del consumo. In realtà, l'integrazione tra le due fonti è essenziale per la stima di gran parte dei flussi di una SAM. In quest'ottica, la possibilità di ricorrere al matching statistico per costruire un archivio completo sulla contabilità delle famiglie italiane rappresenta un ambito di ricerca ancora attuale.

Appendici

A.1 La stima dell'input di lavoro per genere e livello di istruzione

Nel sistema dei conti economici nazionali la definizione di input di lavoro è strettamente legata alle definizioni degli aggregati economici. Ovvero l'input di lavoro deve includere tutte le attività lavorative remunerate dal reddito come definito dal SEC e svolte per la realizzazione della produzione che il SEC definisce propria di un Paese. Poiché il SEC definisce come produzione tutto ciò che viene prodotto sia dall'economia osservabile (o regolare) sia dall'economia non direttamente osservabile (o non regolare), ne deriva che l'input di lavoro dovrà includere anche il cosiddetto "lavoro nero". Per garantire stime esaustive dell'input di lavoro l'Istituto Nazionale di Statistica adotta una metodologia di calcolo che si basa sull'uso integrato di più fonti informative, poiché nessuna di per sé è in grado di fornire una stima esaustiva dell'input di lavoro come definito dal sistema dei conti nazionali. La metodologia di stima dell'input di lavoro per l'anno di base – o benchmark – è basata sull'utilizzo di dati censuari²⁶ e si fonda sulla costruzione di due set indipendenti di fonti dal lato della domanda²⁷ e dal lato dell'offerta di lavoro²⁸, tra di esse armonizzate e integrate²⁹ e dal cui confronto è possibile individuare specifici segmenti di occupazione: occupati regolari e non regolari, stranieri non residenti non regolari, posizioni di doppio lavoro regolari e non regolari. Per ciascuna di queste componenti vengono stimate le corrispondenti unità di lavoro a tempo pieno³⁰.

L'integrazione e il confronto delle diverse fonti informative vengono tuttavia condotte ad un livello tale da non consentire di associare a ciascuna unità di lavoro caratteristiche del lavoratore che non siano state prese in considerazione come variabili di stratificazione nell'intero processo di stima. Pertanto al fine di ottenere una stima dell'input di lavoro per genere si è ritenuto di replicare l'intero processo assumendo anche questa come variabile di analisi, poiché è stata rilevata da tutte le fonti informative utilizzate per le stime. Riguardo al livello di istruzione invece, essendo presente soltanto nel Censimento della Popolazione, si è deciso di applicare la distribuzione dell'occupazione per livello di istruzione stimata da questa fonte all'intero ammontare delle unità di lavoro di contabilità nazionale già ripartite per genere.

Questa metodologia, seppure complessa, ha avuto il vantaggio di produrre distribuzioni specifiche per genere per ciascuno dei segmenti di occupazione, ottenendole dalle stesse fonti informative da cui ha avuto origine il dato di vincolo.

Le stime per genere sono state quindi ottenute in primo luogo attuando il confronto tra domanda e offerta di lavoro. Ciò ha consentito di disaggregare per genere le seguenti tipologie di occupazione: numero di persone occupate regolari; numero di persone occupate non regolari, numero di seconde attività lavorative regolari. Tali componenti sono state

²⁶ Le stime relative agli anni intercensuari sono poi ottenute utilizzando le dinamiche dell'occupazione desunte dalle indagini disponibili correntemente.

²⁷ Censimento Agricoltura del 1990 e Censimento dell'Industria e dei Servizi del 1991.

²⁸ Censimento della Popolazione del 1991 e indagine sulle Forze di lavoro del 1991.

²⁹ L'armonizzazione delle fonti è finalizzata a riportare le fonti allo stesso periodo di riferimento e al concetto di occupazione interna (cioè quella impiegata sul territorio economico del Paese). L'integrazione, invece, ha l'obiettivo di garantire la copertura di tutti i settori di attività economica all'interno di ciascuno dei due set informativi.

³⁰ Per un maggiore approfondimento della metodologia di stima si veda: Istat (2004).

individuare con la stessa procedura utilizzata per il benchmark, ma effettuando il confronto tra i due set informativi ad un diverso livello di dettaglio, ovvero raggruppando i dati individuali per: genere ($k=1, 2$), posizione nella professione (dipendenti, indipendenti e familiari coadiuvanti: $i=1, 2, 3$), attività economica (16 raggruppamenti³¹: $j=1, \dots, 16$) e regione (2 *digit* della NUTS: $n=1, \dots, 20$). Rispetto alla metodologia utilizzata nel benchmark, oltre all'aggiunta del genere tra le variabili di analisi, si è quindi scelto di ricorrere ad un minor dettaglio della classificazione per attività economica. Questo perchè si è ritenuto di dare maggiore affidabilità alla variabile genere che non soffre di errori di classificazione sia nelle fonti sull'offerta sia nelle fonti sulla domanda di lavoro, piuttosto che all'attività economica, che soffre di errori di classificazione nel Censimento della Popolazione quando si scende al massimo livello di dettaglio³² ma che risulta accettabile se utilizzata in forma più aggregata.

L'individuazione delle tre tipologie di occupazione citate avviene come schematicamente riportato nel Box 1, dove LS_{nij} indica il dato sull'offerta di lavoro nella regione n , posizione j , attività economica i e genere k , mentre LD_{nij} indica il dato sulla domanda di lavoro nello stesso strato.

Box 1. Calcolo dell'input di lavoro regolare e non regolare.

persone occupate regolari	= $LS_{nij} \cap LD_{nij}$	
persone occupate non regolari	= $LS_{nij} - LD_{nij}$	se $LS_{nij} > LD_{nij}$
attività lavorative secondarie regolari	= $LD_{nij} - LS_{nij}$	se $LS_{nij} < LD_{nij}$
dove:		
LS_{nij} :	offerta di lavoro nella regione n , posizione j , attività economica i e genere k	
LD_{nij} :	domanda di lavoro nella regione n , posizione j , attività economica i e genere k	

Gli indicatori dell'occupazione per genere così ottenuti relativamente all'anno 1991 sono stati aggiornati fino all'anno 1996 (anno di riferimento per la SAM) attraverso i tassi di variazione della struttura per genere dell'occupazione rilevata dall'indagine Forze di

³¹ I sedici raggruppamenti sono: 1. Agricoltura (divisioni 01-05); 2. Attività estrattive e di trasformazione di materie prime, produzione e distribuzione di elettricità, gas e acqua (divisioni 10-14, 23-28, 40-41); 3. Industrie manifatturiere (divisioni 15-22, 36-37); 4. Fabbricazione di macchine, utensili e mezzi di trasporto (divisioni 29-35); 5. Costruzioni (divisione 45); 6. Commercio (divisioni 50-52); 7. Alberghi e ristoranti (divisione 55); 8. Trasporti e comunicazioni (divisioni 60-64); 9. Credito (divisione 65); 10. Assicurazioni (divisione 66); 11. Ausiliari dei servizi finanziari e servizi alle imprese (divisioni 67-74); 12. Pubblica amministrazione (divisione 75); 13. Istruzione (divisione 80); 14. Sanità e assistenza sociale (divisione 85); 15. Altri servizi alla persona (divisioni 90-93); 16. Famiglie come datori di lavoro (divisione 95).

³² Nel realizzare le stime per l'anno di benchmark 1991, la correzione della classificazione per attività economica degli occupati rilevati dal Censimento popolazione 1991 è stata effettuata ricorrendo al metodo delle filiere di produzione. Per una descrizione dettagliata del metodo cfr. Istat (2004) e Istat (1993).

Lavoro. Questi sono stati applicati alle corrispondenti componenti di occupazione che costituiscono il vincolo per l'anno 1996.

Relativamente alle altre componenti di occupazione, la stima per genere è avvenuta utilizzando specifici indicatori.

Per le persone non occupate ma che hanno svolto ore di lavoro, la distribuzione per genere e livello di istruzione è stata stimata direttamente dall'indagine Forze di Lavoro dell'anno 1996 che ha costituito anche la fonte per la stima del dato di vincolo.

Gli stranieri non residenti non regolari sono stati ripartiti per genere e livello di istruzione utilizzando dati di fonte Caritas o altri indicatori stimati dall'Istat, direttamente per l'anno 1996.

Le attività lavorative secondarie non regolari sono state disaggregate per genere e livello di istruzione utilizzando la distribuzione applicata alle persone occupate non regolari.

Ulteriori analisi sono state svolte per particolari settori di attività economica per i quali si disponeva di fonti esaustive e puntuali.

- Agricoltura (Ateco91, divisioni 01 - 05): la stima per genere di tutte le componenti di occupazione di questo settore è stata realizzata a partire dai dati del Censimento Agricoltura 1990 ed è stata aggiornata con la dinamica della struttura per genere rilevata dall'indagine Forze di Lavoro.
- Pubblica Amministrazione (Ateco91, divisione 75): i dati sono stati disaggregati per genere e livello di istruzione utilizzando il Conto Annuale sul personale della Pubblica Amministrazione, redatto annualmente dalla Ragioneria Generale dello Stato. Si tratta della stessa fonte attraverso cui viene correntemente realizzata la stima. La disaggregazione per genere e livello di istruzione è stata quindi fatta direttamente a partire dai dati del 1996.
- Credito e Assicurazioni (Ateco91, divisioni 65 e 66): l'ABI fornisce annualmente dati dettagliati sull'occupazione regolare anche per genere e livello di istruzione, mentre l'Ania fornisce solo il dettaglio per genere. Queste fonti, disponibili per il 1996, hanno consentito di stimare direttamente l'input di lavoro per genere e livello di istruzione per il settore del credito e per genere nel settore assicurazioni, direttamente per l'anno 1996.
- Lavoro domestico (Ateco91, divisione 95): l'INPS fornisce annualmente dati sul lavoro regolare mentre l'indagine Istat Multiscopo fornisce un indicatore per la stima delle unità di lavoro complessive. Entrambe le fonti sono disponibili ogni anno e forniscono indicazioni sul genere. Pertanto le stime per genere sono state realizzate direttamente per il 1996.

La procedura fin qui descritta ha portato alla stima delle posizioni lavorative per genere e livello di istruzione. Per il passaggio alle unità di lavoro a tempo pieno si è provveduto a stimare dei differenziali per genere e livello di istruzione da applicare ai coefficienti di passaggio da posizioni a unità di lavoro correntemente utilizzati. In particolare il differenziale è stato calcolato utilizzando l'informazione sulle ore lavorate rilevata dall'indagine Forze di Lavoro.

Nella Tavola 4 del testo è riportata la matrice finale contenente la stima dell'input di lavoro coerente con il disegno della SAM ed in particolare con il disegno della cella del valore aggiunto.

A.2 La stima dei pro capite di remunerazione del lavoro per settore di attività economica, genere e livello di istruzione

Il processo di stima dei pro capite di reddito da lavoro, relativi ai diversi segmenti di occupazione, è stato strutturato nelle seguenti fasi (cfr § 3.1.2)

- calcolo dei differenziali di remunerazione per branca di attività economica, genere e livello di istruzione
- stima della matrice delle retribuzioni lorde;
- stima della matrice dei redditi da lavoro.

Il dato di partenza è costituito dagli aggregati dei conti nazionali relativi alle retribuzioni lorde e ai contributi sociali a carico del datore di lavoro³³ (ovvero dei redditi da lavoro dipendente) per branca di attività economica e classe dimensionale delle imprese presso cui i lavoratori sono impiegati. Tali distribuzioni hanno costituito il vincolo contabile a cui riportare le retribuzioni e i contributi stimati differenziando i valori pro capite e le unità di lavoro (ULA) per genere e livello di istruzione. In particolare, i vincoli sono stati rispettati a livello di 101 branche di attività economica e 8 classi dimensionali, distinguendo tra lavoro regolare e non regolare.

Il calcolo dei differenziali di remunerazione ha richiesto l'impiego di una pluralità di fonti, sia di tipo campionario che amministrativo.

Tra le indagini campionarie, in particolare, sono state utilizzate l'Indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane per l'anno 1995 e la Rilevazione Istat sulla struttura delle retribuzioni per l'anno 1995. La prima raccoglie dati sul reddito netto percepito da ogni componente della famiglia per ogni tipologia di reddito, oltre che informazioni sulle caratteristiche demografiche, sociali ed economiche di ogni percettore di reddito. L'indagine, condotta ogni due anni, campiona circa 8.000 famiglie e 25.000 individui. L'indagine Istat, invece, raccoglie dati sulla struttura delle retribuzioni includendo anche informazioni sulle caratteristiche demografiche del dipendente e dell'impresa in cui lavora. Tale indagine, condotta ogni quattro anni, ha come universo di riferimento l'insieme delle imprese con più di 10 addetti del settore manifatturiero e dei servizi (Nace C-K). Nel 1995 il campione era costituito da 7.500 unità locali e 103.000 addetti dipendenti.

Per quanto riguarda i dati amministrativi, sono state utilizzate le statistiche sulle retribuzioni per livello professionale raccolte dall'Associazione Bancaria Italiana (ABI) sui dipendenti del settore del credito e dell'assicurazione e le statistiche sulle amministrazioni pubbliche (Ragioneria Generale dello Stato) sui dipendenti pubblici.

Per ogni settore di attività economica, sono state applicate metodologie differenti a seconda della disponibilità di dati. Un primo passo comune è rappresentato dal calcolo dei valori pro capite di retribuzione per i dipendenti regolari e non regolari, informazione direttamente desumibile dai conti nazionali.

Successivamente, sono stati calcolati, per ciascun settore di attività economica, i differenziali di retribuzione per genere e livello di istruzione.

³³ Negli schemi di contabilità nazionale la somma delle retribuzioni e dei contributi sociali a carico dei datori di lavoro corrisponde all'aggregato dei redditi da lavoro dipendente.

Per quanto riguarda il settore agricolo, l'unica fonte di dati utilizzabile era l'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane³⁴. Data l'esiguità del campione, tuttavia, risultavano pochi individui selezionati per alcune tra le tipologie di lavoro meno frequenti, come ad esempio l'occupazione femminile con istruzione elevata. Per questa ragione le retribuzioni pro capite sono state in un primo momento differenziate per genere, e solo successivamente per livello di istruzione, ipotizzando che i differenziali di reddito legati all'istruzione siano indipendenti dal genere del lavoratore.

I differenziali per i settori industria, costruzioni, commercio ed intermediazione finanziaria sono stati calcolati sulla base dell'indagine Istat sulla struttura delle retribuzioni. Il fatto che la popolazione campionata non includa le imprese con meno di 10 addetti può avere influito negativamente sulle stime relative ai settori caratterizzati dalla presenza di piccole imprese, ovvero il settore delle costruzioni e del commercio.

Nel caso del settore dell'intermediazione finanziaria, le statistiche di base sono state integrate con dati di fonte ABI, relativi alle retribuzioni distinte per livello professionale.

Infine, le stime per il settore della pubblica amministrazione sono state ottenute impiegando sia i dati dell'indagine della Banca d'Italia, sia i dati di fonte amministrativa.

Applicando i differenziali così calcolati alle retribuzioni medie di branca si ottiene una stima dei pro capite per ciascuna tipologia di lavoro prevista dalla matrice. Questi sono stati moltiplicati per le rispettive categorie di unità di lavoro sia regolari che non regolari, ipotizzando dunque che le differenze di retribuzione siano analoghe nell'economia osservata e in quella sommersa.

Il risultato è una matrice delle retribuzioni lorde che tuttavia presenta una ripartizione per branca che si discosta da quella dei conti nazionali. Per ogni branca le discrepanze sono state ripartite in proporzione tra le varie tipologie di occupazione. Successivamente, alla componente regolare sono stati aggiunti i contributi sociali a carico del datore di lavoro in proporzione all'ammontare di retribuzione di ciascuna tipologia, ottenendo quindi una matrice dei redditi da lavoro dipendente coerente con quanto pubblicato dai conti nazionali.

Come noto, i conti nazionali italiani non producono stime relative ai redditi da lavoro indipendente, considerandone la remunerazione nell'ambito del reddito misto, categoria con cui è retribuito anche il capitale e il rischio di impresa. Tuttavia, poiché la contabilità nazionale italiana stima correntemente le unità di lavoro indipendenti, si è ritenuto interessante utilizzare tale informazione per fornire una stima della loro remunerazione, soprattutto nel contesto di una SAM orientata all'analisi del mercato del lavoro. A tal fine, le unità di lavoro indipendenti sono state remunerate con i medesimi pro capite di retribuzione dei lavoratori dipendenti impiegati nello stesso settore di attività economica ed in imprese della stessa classe dimensionale. La successiva analisi per genere e livello di istruzione è stata ottenuta applicando i differenziali utilizzati per le retribuzioni dei lavoratori dipendenti.

³⁴ Come già ricordato, l'indagine rileva i redditi percepiti dagli individui al netto di imposte e contributi sociali. Poiché l'obiettivo della ricerca è ricavare differenziali di remunerazione da applicare alle retribuzioni pro capite derivate dai conti nazionali, le quali sono, viceversa, al lordo delle imposte sul reddito e dei contributi a carico del lavoratore, è stato necessario imputare ai redditi netti dichiarati da ogni individuo intervistato la componente di imposte e contributi. A questo scopo è stato utilizzato un modello di microsimulazione sviluppato in Istat.

A.3 Raggruppamento delle funzioni di consumo

Raggruppamento	Funzioni di consumo
1 - Alimentari	pane e cereali carne pesce latte, formaggi, uova oli, grassi frutta, ortaggi, patate zucchero, caffè, thé, marmellate altri generi alimentari bevande analcoliche bevande alcoliche tabacco
2 - Vestiario e calzature	vestiario calzature
3 - Abitazione (e servizi connessi)	abitazione (primaria e secondaria) acqua (abitazione primaria e secondaria) combustibili, energia elettrica
4 - Articoli durevoli e non durevoli per la casa ed altri servizi	mobili e accessori articoli di arredamento elettrodomestici cristalleria, vasellame, utensili articoli non durevoli (detersivi, insetticidi, scope, etc) altri servizi (lavanderia e altri), servizi domestici
5 - Prodotti medici e farmaceutici	prodotti medici e farmaceutici, apparecchi e materiale terapeutico
6 - Servizi medici	servizi medici (onorari per medici, infermieri) accertamenti, ricoveri in ospedali/cliniche
7 - Acquisto ed esercizio mezzi di trasporto	acquisto mezzi trasporto spese connesse a mezzi trasporto (riparazioni, pneumatici) altre spese mezzi di trasporto (garage, assicurazione, altri servizi), servizi trasporto
8 - Benzina	altre spese mezzi trasporto (benzina e lubrificanti)
9 - Comunicazione, articoli per la comunicazione, istruzione, cultura, servizi per l'igiene, altri beni e servizi, alberghi e pubblici esercizi	comunicazione (poste, telefono) radio, stereo, tv acquisto e manutenzione di macchine fotografiche, macchine da scrivere, strumenti musicali, barche altri beni altri servizi (onorari, culto, denaro ai figli, altro) spettacoli e altri servizi libri, giornali, riviste, cancelleria istruzione beni e servizi per l'igiene (rasoi, asciugacapelli) altri beni (argenteria, gioielli), borse, articoli in pelle beni e servizi per l'igiene (barbieri/parrucchieri) alberghi e pubblici esercizi
10 - Servizi finanziari	servizi finanziari (assicurazioni)

Riferimenti bibliografici

- Abbate C. (1997), “La completezza delle informazioni e l'imputazione da donatore con distanza minima”, *Quaderni di Ricerca Istat*, n.4, pp. 68-102
- Banca d'Italia (anni vari), “I bilanci delle famiglie italiane”, in *Supplementi al Bollettino Statistico*
- Battellini F., Caricchia A., Coli A. (1997), “La matrice de compatibilité sociale et les comptes satellites comme instruments d'intégration des statistiques économiques et sociales” in: Archambault E. e Boeda M. (eds), *Compatibilité nationale - Développements récents*, Economica, Paris
- Battellini F., Coli A., Tartamella F. (2002), “Differenziali di remunerazione nel quadro macroeconomico dei conti nazionali”, in Istat, *Rapporto Annuale, La situazione del Paese nel 2001*, Roma
- Battellini F., Coli A., Tartamella F. (2003), “A pilot SAM for Italy: methodology and results”, paper presentato al Workshop for Accounting frameworks in Sustainable Development, OCSE
- Calzaroni M. (2001), “The exhaustiveness of production estimates: new concepts and methodologies”, International Conference on Establishment Surveys, Buffalo, USA, 17-21 giugno 2001
- Caritas (1997), “Immigrazione”, Dossier statistico, Roma
- Carlucci M., e Zelli R. (2001), “A SAM-based system focused on labour market: perspectives and utilizations”, Paper presented at the SAM User Workshop, Roma, Novembre 2001
- Cimino E., Coli A. (1998a), “La SAM come schema per l'integrazione tra conti economici e informazioni di natura sociale, Un esercizio per il 1990”, Convegno Iscona-Istat, Roma, 30 ottobre 1998
- Cimino E., Coli A. (1998b), “The compilation of a social accounting matrix for Italy”, 25th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth, Cambridge, UK 23- 29 agosto 1998
- Cimino E., Coli A. (1998c), “La matrice di contabilità sociale nel sistema dei conti nazionali -Riflessioni e proposte alla luce dei risultati ottenuti in un esercizio per il 1990”, Rapporto finale per il progetto CNR “Misure e parametri per la politica economica e sociale”, sottogruppo Schema di integrazione dei conti nazionali nella SAM con dati socioeconomici
- Coli A. (2000), “La spesa per consumo finale nella matrice di contabilità sociale”, Progetto di ricerca Iscona, “Temi di contabilità nazionale - Stima di matrici di contabilità sociale”
- Coli A. (2001), “La remunerazione del fattore lavoro in una SAM”, Terzo rapporto per il gruppo di lavoro Iscona sulla “Stima di matrici di contabilità sociale”
- Coli A., Colombini S., Di Zio M., D'Orazio M., Faiella I., Siciliani I., Sacco G., Scanu M., Tartamella F. (2006), “La costruzione di un archivio di microdati sulle famiglie italiane ottenuto integrando l'indagine Istat sui consumi delle famiglie italiane e l'indagine Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane”, *Documenti Istat*, n.12/2006, Roma
- Coli A., Tartamella F. (2000a), “A pilot social accounting matrix for Italy with a focus on households”, 26th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth, Cracovia, Polonia, 27 agosto - 2 settembre 2000

- Coli A., Tartamella F. (2000b), "L'integrazione tra informazioni tratte da fonti diverse in una matrice di contabilità sociale" in *Quaderni di ricerca IRER*, Milano
- Coli A., Tartamella F. (2000c), "The link between national accounts and households micro data", 2000 Meeting of the Siena group on social statistics, Maastricht, 22-24 maggio
- Corea C. (1998), "Nuove stime di contabilità nazionale e nuova indagine BF: confronto tra i valori 1997", Relazione finale del progetto interarea "La nuova indagine sui consumi delle famiglie: metodologie e analisi di qualità"
- Eurostat (1996), *European System of accounts - SEC95*
- Hayes K. (1996), "The Exhaustiveness of the GNP Estimates in the EU Member States", paper submitted by Eurostat at the Joint UNECE/Eurostat/OECD Meeting on National Accounts, Ginevra, 30 aprile-3 maggio 1996
- Istat (1991), "Classificazione delle attività economiche", in *Metodi e norme*, n.11, Roma
- Istat (1993), "The underground economy in Italian economic accounts", *Annali di Statistica*, Serie X, vol. 2, Roma
- Istat (1996), "Verso il nuovo sistema di contabilità nazionale", in *Annali di Statistica*, Serie X, vol. 11, Roma
- Istat (1997), "Conti Nazionali Economici e Finanziari dei Settori Istituzionali" - Anni 1980-1995, Contabilità nazionale, tomo 2, *Annuari*, Roma
- Istat (2000a), "La struttura del costo del lavoro e delle retribuzioni nella seconda metà degli anni '90", in *Informazioni*, n.34, Roma
- Istat (2000b), "Tavola intersettoriale dell'economia italiana, anno 1992", in *Informazioni*, n. 22, Roma
- Istat (2004), "Metodologie di stima degli aggregati di contabilità nazionale a prezzi correnti, Italia - Inventario SEC95", *Metodi e Norme*, n. 21, Roma
- Istat (2005), "I conti economici nazionali per settore istituzionale: le nuove stime secondo il Sec95", *Metodi e Norme*, n. 23, Roma
- Istat (anni vari), "I consumi delle famiglie italiane", *Collana d'Informazione*, Roma
- Istat (anni vari), "Indagine campionaria trimestrale sulle Forze di lavoro", in *Annuari*, Roma
- Keuning S.J., De Ruijter Willem A. (1988), "Guidelines to the construction of a social accounting matrix", in *Review of Income and Wealth*
- LEG on Sams (2003), "Handbook on Social Accounting Matrices and labour accounts", *Eurostat Working papers, serie Population and social conditions 3/2003/E/N 23*
- Leunis W. (2000), "The description of ESA'95 employment; relation between Labour Force Survey and National Accounts in the Netherlands", interim summary report for Eurostat Task Force ESA Employment, Statistics Netherlands
- OECD et al. (2002), *Measuring the Non-Observed Economy: a Handbook*, Paris
- Rey G.M. (1997), "Economic Analysis and Empirical Evidence of Illegal Activity in Italy", in *Contributi Istat*, 6/1997, Istat, Roma
- Skoglund T. (2001), *Employment in the Norwegian National Accounts*, Statistics Norway, Oslo
- United Nations et al. (1993), *System of National Accounts: SNA93*

Multiple Imputation of Missing Income Data in the Survey on Income and Living Conditions¹

Caterina Giusti²

Abstract

Imputing for missing data in the EU-SILC survey on Income and Living Conditions is a challenging task, due to the large amount of available information and to its complicating features. ISTAT currently imputes one value for each missing income datum, using the sequential regression multivariate approach. However, it is well known that the possible drawback of single imputation is the underestimation of the true estimates' variability. To avoid this drawback, multiple imputation has been proposed. In this paper a description of multiple imputation under the sequential regression approach is presented, together with a description of the theoretical and applied desirable characteristics of multiple imputation. Moreover, a multiple imputation model taking into account the structure and the characteristics of missing and available EU-SILC data is proposed. The results of this model are compared to those obtained without imputation and using single imputation, to evaluate the impact on the final target income estimates produced using EU-SILC data.

Keywords: multiple imputation, sequential regression multivariate imputations, income nonresponse, EU-SILC survey.

1. Introduction

Missing values are a pervasive problem in surveys. While total or unit nonresponses are usually treated through weighting techniques, partial or item nonresponses are imputed, that is substituted with plausible values. Imputation of missing values can be performed according to different approaches and it has a number of advantages (Little and Rubin, 2002); for example, imputation results in the production of a complete dataset, a positive characteristic especially for public databases.

Missing values to income questions represent one of the more challenging type of item nonresponse. Many of the currently used imputation techniques rely on the hypothesis that the missing values are “Missing At Random” (MAR; Rubin, 1987): this means that the missing data mechanisms – the mechanisms which generated the missing values – depend on observed characteristics but do not depend on unobserved ones, as the underlining income amounts themselves. The MAR hypothesis in the context of income nonresponse has been criticized by many authors, who argue that nonresponse is more likely among

¹ This paper was developed in the framework of a research protocol between ISTAT and the Department of Statistics “G. Parenti” of the University of Florence. The author thanks Prof. Bruno Chiandotto, Prof. Luigi Biggeri, Dr. Orietta Luzi and Dr. Marco Di Marco.

² Research fellow in statistics (Department of Statistics and Mathematics Applied to Economics, University of Pisa), e-mail: caterina.giusti@ec.unipi.it.

individuals with low or high incomes (Lillard *et al.*, 1986). Anyway, due mainly to the difficulties of specifying “Non Missing At Random” (NMAR) models (Rubin, 1983; Little, 1985), the MAR hypothesis continues to be used in many applications. In these cases, it has been suggested that a particular attention should be dedicated to include as auxiliary variables in the MAR imputation model all the characteristics that potentially contribute to explain the missing mechanism (Schafer, 1997).

Income estimates computed using data coming from the ISTAT survey on Income and Living Conditions³ suffer from nonresponse, as it is often the case with survey information relating to income, assets, expenditures and financial variables (Heeringa *et al.*, 2002). This survey belongs to the European project EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions)⁴, and one of its main objectives is to fulfil income estimates comparable at European level, referring both to Italian individuals and households. For these reasons, the treatment of missing income data coming from the EU-SILC surveys is currently a relevant issue.

Due to the complex structure of the EU-SILC questionnaires and to the multivariate nature of the survey variables, dealing with item nonresponses in the survey on Income and Living Conditions is not an easy task. According to Eurostat guidelines, ISTAT currently imputes one value for each missing income datum using “sequential regression multivariate imputation” (SRMI) models, under the hypothesis of MAR missing values. However, these imputation models were theoretically suggested to produce multiple imputations, that is to impute more than one value for each missing datum, producing multiple completed dataset. Producing single imputations may result in the underestimation of the true final estimates’ variability; thus, it is important to verify if this issue is relevant also in the case of income estimates computed using the EU-SILC survey.

The aim of this contribution is twofold.

The first aim is to present multiple imputation focusing on the SRMI approach, both in a theoretical and applied perspective. Indeed, though multiple imputation under the SRMI approach is currently used worldwide by many survey statisticians and it has become the official imputation procedure for some national surveys in the United States, its description in widespread sample survey manuals is still lacking.

The second aim is to propose a multiple imputation procedure under the SRMI approach to impute missing income values in the EU-SILC survey, using the same software currently used by ISTAT to produce single imputations. Even if the method is the same, the multiple imputation version poses new challenges to survey researchers; on the other end, it also gives new opportunities, since through multiple imputation under the SRMI approach it is possible to improve the MAR hypothesis and to “link” the imputation of variables measured at different levels (household and individual). This approach has also the novelty to be one of the first applications of multiple imputation under the SRMI approach to data coming from Italian official sample surveys.

³ A detailed description of the survey as well as its questionnaires are available on the internet www.istat.it.

⁴ The aim of this project, launched in 2003 with the EC Regulation N.1177/2003 (European Parliament, 2003), is to fulfil comparable and timely cross-sectional and longitudinal statistics on income, poverty and social exclusion, in order to establish reliable and relevant comparisons between the Member States. The first wave of the survey was carried out in Italy in 2004 (ISTAT, 2006).

2. Multiple imputation: a theoretical and applied perspective

Multiple imputation (MI) was introduced by Rubin (1987) in the context of complex sample surveys. The main objective of MI is to overcome the limits of single imputation, namely to consider the imputed values as observed ones, with a consequent underestimation of the variability due to the imputation step. Of course, multiple imputation has its own drawbacks. For what concerns official statistics, we have to consider the additional burden for the users deriving from the release of many completed datasets, and from the need to use special formulas to obtain the estimates of interest.

With MI m imputations are created for each missing value; the variability of the multiple imputations reflects the uncertainty due to the presence of the missing values.

Let $Q = Q(\mathbf{Y})$ be the estimate of interest. After the m imputations have been computed, each of the m completed datasets is analysed with traditional statistical techniques obtaining the estimates $\hat{Q}_1, \dots, \hat{Q}_m$ and the corresponding estimated variances $\hat{U}_1, \dots, \hat{U}_m$. Then, the MI estimate can be computed as:

$$\hat{Q}_{MI} = \sum_{i=1}^m \hat{Q}_i / m \quad (2.1)$$

while the estimate of its total variance is:

$$\hat{T}_{MI} = \bar{U} + \left(\frac{m+1}{m} \right) B = \sum_{i=1}^m \frac{\hat{U}_i}{m} + \left(1 + m^{-1} \right) \sum_{k=1}^m \frac{(\hat{Q}_k - \hat{Q}_{MI})' (\hat{Q}_k - \hat{Q}_{MI})}{(m-1)} \quad (2.2)$$

Thus, the total MI variance T_{MI} is the mean of the m variances \bar{U} , plus $\frac{m+1}{m}$ times the variance between the MI estimates, B . Hypothesis testing on a scalar Q can be based on the distribution $(Q - \hat{Q}_{MI}) T_{MI}^{-1} \sim t_\nu$, with degrees of freedom $\nu = (m-1)(1+r^{-1})^2$, with $r = (1+m^{-1})B/\bar{U}$. This last quantity measures the increase in variance due to the presence of the missing values. The quantity:

$$\hat{\lambda} = \frac{r+2/(\nu+3)}{r+1} \quad (2.3)$$

is called the *fraction of missing information*, and it measures the contribution of the missing values to the inferential uncertainty about Q (Schafer, 1997). This quantity depends on the corresponding percentage of missing values but it is usually lower, since it is positively influenced by the information blended in the imputation model (Schenker et al., 2006).

Rubin (1987) demonstrates the properties of MI from a Bayesian perspective, and it also gives the conditions to obtain valid inferences under the randomization theory. Under both theories, if the MI procedure has some basic desirable properties, the fraction of missing information can be used to evaluate the quantity $(1 + \hat{\lambda}/m)^{-1}$, the relative efficiency of an estimate based on m multiple imputations (MIs) with respect to one based on an infinity of

imputations. For example, if $\hat{\lambda}=0.3$ (30% of missing information), the relative efficiency with $m=5$ MIs is already equal to 94% (Schafer and Olsen, 1998). Therefore, even a small number of MIs can lead to efficient estimates.

To reach this efficiency, the MI procedure should, in an applied perspective, have some desirable characteristics which can be summarized as follows:

- 1) introduce in the imputation model all the covariates potentially influencing the missing mechanism, to “enhance” the MAR hypothesis (Shafer, 1997);
- 2) include as covariates also the variables related to the sampling scheme of the survey, which is particularly important for *improper* MIs (Rubin, 1996);
- 3) consider as covariates also the variables which will be likely used to perform the analysis on the imputed datasets, since the incoherence between the imputation and the analysis model can lead to the *uncongeniality* problem (Meng 1994, 2002; Fay, 1992; Rubin, 1996);
- 4) perform the imputations under different models, to study the sensitivity of the final results to the imputation model.

All these recommendations can be easily followed under the SRMI approach using the IVEware software. Indeed, this software is currently used to perform MIs for some national surveys in the USA, including the National Health Interview Survey (Schenker et al., 2006), and it is recommended by Eurostat to impute missing income values in the EU-SILC surveys as in the preceding ECHP (European Commission, 2002 and 2003).

2.1 The IVEware software

The IVEware software, developed by the Survey Methodology Program at the University of Michigan’s Survey Research Center and available for free to users (www.isr.umich.edu/src/smp/ive), performs “sequential regression multivariate imputations” (SRMI, Raghunathan *et al.*, 1998, 2001) under the hypothesis of MAR values. The imputations are developed in an explicit *model based* framework (Little and Rubin, 2002), on a *variable by variable* base: there is no need to specify a joint multivariate distribution for all the variables to be imputed, which can be a really difficult task in many practical situations. Under the SRMI approach one Bayesian regression model is specified for each variable with missing values, depending on the characteristics of the variable; e.g. a logit regression for a binary variable, a linear regression for a continuous variable. The predictors in each regression are all the observed and the previously imputed variables.

Let \mathbf{X} be the matrix of observed variables and $\mathbf{Y}_1, \dots, \mathbf{Y}_k$ the vectors of variables with missing values. If the missing data pattern is monotone, that is the dataset can be ordered so that a variable \mathbf{Y}_j missing for a particular individual implies that all the subsequent variables \mathbf{Y}_i , $i > j$, are missing for that individual (Little and Rubin, 2002), then the multivariate distribution of the \mathbf{Y} variables can be factorize as follows:

$$f(\mathbf{Y}_1, \dots, \mathbf{Y}_k | \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_k) = f_1(\mathbf{Y}_1 | \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}_1) f_2(\mathbf{Y}_2 | \mathbf{X}, \mathbf{Y}_1, \boldsymbol{\theta}_2) \dots \dots f_k(\mathbf{Y}_k | \mathbf{X}, \mathbf{Y}_1, \dots, \mathbf{Y}_{k-1}, \boldsymbol{\theta}_k) \quad (2.4)$$

where f_j and $\theta_j, j=1, \dots, k$, define respectively the conditional distribution of \mathbf{Y}_j and its parameters. Each distribution can be specified according to the characteristics of the variable to be imputed; the imputations are then drawn from the corresponding predictive distribution, after an a priori distribution, usually noninformative, has been specified for the θ_j parameters. For example, if the most observed variable is binary, $\mathbf{Y}_1 = (1, 0)$, with n_{mis} missing values, then we can specify the model:

$$\text{logit}[\mathbb{P}(\mathbf{Y}_1 = 1 | \mathbf{X})] = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}. \quad (2.5)$$

In this case, the steps of the IVEware software to perform the imputations for \mathbf{Y}_1 are (Raghunathan *et al.*, 2001):

1. obtain the maximum likelihood estimate $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ of (2.5) and its asymptotic covariance matrix \mathbf{V} ;
2. generate a vector \mathbf{z} with values from the normal distribution $N(0, \mathbf{I}_q)$ where q is the number of predictors in \mathbf{X} ;
3. compute the values $\hat{\boldsymbol{\beta}}_* = \hat{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{T}\mathbf{z}$, with \mathbf{T} deriving from the Cholesky decomposition of \mathbf{V} ;
4. compute the values $p_* = \left[1 + \exp(-\mathbf{X}_{mis}\hat{\boldsymbol{\beta}}_*) \right]^{-1}$, where \mathbf{X}_{mis} is the part of the \mathbf{X} matrix corresponding to the missing values of \mathbf{Y}_1 ;
5. generate n_{mis} values u from an Uniform(0,1) distribution and impute the missing values for \mathbf{Y}_1 as follows: 1 if $u \leq p_*$, 0 otherwise.

In this way the imputations are drawn from an asymptotic approximation of the predictive a posteriori distribution. To draw the imputations from the effective a posteriori distribution, the Sampling Importance Resampling (SIR) algorithm (Rubin, 1987) can be used.

Once the missing values for \mathbf{Y}_1 have been imputed, the values of the second most observed variable, \mathbf{Y}_2 , are also imputed using the chosen regression model, conditioning on \mathbf{X} and on the observed and imputed \mathbf{Y}_1 values. The imputations obtained at the end of the procedure, when all the \mathbf{Y} variables have been imputed, correspond to approximate realizations from their joint distributions (Raghunathan *et al.*, 2001). When the pattern is not monotone, an iterative algorithm corresponding to factorization (2.4) is necessary. IVEware uses a Gibbs sampler, which has the drawback that stochastically it could not converge to a draw from the joint distribution of the variables. However, the method appears to work well in practice (Van Buuren *et al.*, 2006; Heeringa *et al.*, 2002; Schenker *et al.*, 2006). As suggested by Gelman and Raghunathan (2001), the study of conditional distributions is one of the area of statistics where theory has not caught up with practice.

The IVEware software can also deal with a number of additional peculiar characteristics of income data with missing values coming from the survey on Income and Living Conditions. In particular, some of the income variables to be imputed are preceded by a

filter question; thus, the variable has to be considered only for some subgroups of respondents. This is possible through the option *restrict*. Another option, *bounds*, makes it possible to set a minimum and a maximum value for the imputation of each variable. In the case of continuous income variables, setting these limits correspond to specify a truncated linear regression model. Finally, it is possible for some variables to take one single value in more than the 20% of the observed cases. Then, it is not correct to impute the values from a linear regression model. In these cases, a two-step regression can be specified with IVEware: first, the belonging to the category corresponding to the most frequent value is imputed with a logit regression; then, a linear regression model is specified to continuously impute the other values. Let Y_i be the variable which takes the value 0 in more than 20% of the observed cases and let X be the matrix with the observed covariates, then:

$$\text{logit}\left[P(Y_i = 0 | X, \beta^{(1)})\right] = X\beta^{(1)} \quad \text{step 1}$$

$$P[Y_i | Y_i > 0, X, \beta^{(2)}, \sigma^2] = N(X\beta^{(2)}, \sigma^2) \quad \text{step 2}$$

where the a priori distribution for the parameters is $P(\beta^{(1)}, \beta^{(2)}, \sigma^2) \propto 1/\sigma^2$. To avoid the asymptotic normal approximation, the SIR algorithm can again be applied (Raghunathan et al., 2001).

Due to all these desirable characteristics and to Eurostat guidelines, the software IVEware is currently used by ISTAT to perform the imputations of the missing values to the income questions of the survey on Income and Living Conditions. However, only single imputations are performed; an attractive alternative is to impute more than one value for each missing amount, that is to perform multiple imputation. Until now, multiple imputation has been considered in Italian official statistics only in small experimental analyses (Di Zio et al., 2005; Guarnera, 2004; Grande and Luzi, 2003; Luzi and Seeber, 2000).

3. Multiple imputation of missing income values in the Survey on Income and Living Conditions 2004

3.1 The proposed iterative approach to multiple imputation

The first step in the analysis of data from the ISTAT survey on Income and Living Conditions 2004 was the reconstruction of the original missing values.

Using the imputation factors⁵ and the relations between the questionnaires and the target income variables, missing values to the original income questions were reconstructed in the individual and households databases of the survey (Tables 1 and 2).

⁵ In the EU-SILC databases the imputation factor, present for almost all income variables, is a positive number, result of the division between the collected value (during the interview) and the recorded value (in the variable). Thus, an imputed datum has an imputation factor equal to 0 (collected value is null) while an observed datum has an imputation factor equal to 1 (collected and recorded value are the same). In other cases the imputation factor can take a value between 0 and 1: in these cases the recorded datum derives from different collected values (e.g. is a sum of different collected values) and only some of these were imputed. By means of the imputation factors it is possible to understand the interventions made during the imputation phase on the corresponding variables. Additional technical guidelines regarding imputation of missing values, with a particular reference to missing values to the income target variables, can be found in European Commission (2006).

Table 1 - Survey on Income and Living Conditions 2004, individual questionnaire income variables: number of due responses and percentage of missing values

Questionnaire income variable	Number of due responses	% missing values
<i>Section on income from employee job</i>		
Monthly net wage	18730	8.99
Additional payments (monthly)	2009	6.97
Other additional payments	8794	4.53
Back payments	617	15.07
Leaving indemnity	1277	13.94
Family allowances (monthly)	3785	13.50
<i>Section on income from self-employee job</i>		
Total income	8907	21.21
Family allowances (monthly)	189	30.16
Parental leave allowances	65	43.08
<i>Section on income from pensions</i>		
Social benefits (monthly)	750	9.20
Old-age benefits (monthly)	11812	4.03
Survivors benefits (monthly)	4304	2.81
Disability benefits (monthly)	4119	3.13
Mobility allowances (monthly)	1119	1.88
Family allowances (monthly)	1037	1.06
Additional pension (monthly)	178	22.47
<i>Section on additional information on income in 2003</i>		
Unemployment benefits (monthly)	769	18.73
Unemployed family allowances (monthly)	116	11.21
Redundancy payments (monthly)	232	26.72
Family allowances for redundant employees (monthly)	38	5.26
Job-related allowances (monthly)	113	48.67
Education-related allowances (monthly)	359	21.73
Inter-households cash transfers: paid	1160	10.52
Inter-households cash transfers: received	1298	21.34
Contributions for additional pension (monthly)	4128	9.59
Profits from savings	19583	26.01
Profits from properties or lands	1970	9.90
Municipal tax on housing	26677	18.05
Reimbursement from tax return	8410	7.37
Payments from tax return	4774	16.93

Note: The missing values are computed or re-constructed by the author: they can therefore differ from those in the official documentation by ISTAT or Eurostat.

As we can see, the percentages of missing values are changeable. At the individual level, the rates of nonresponse can be considered particularly high in the sections on “Additional information on income in 2003” and “Income from self-employee job” (table 1). Note however that the variable measuring the total income from self-employee job, with a 21.21% of missing values, derives from three questionnaire variables. Moreover, the missing values to this variable are those remaining after the matching of the survey database with the tax records (ISTAT, 2006). Some percentages at the family level are also rather high⁶.

⁶ The three questionnaires variables measuring the total income from self-employee job were unavailable to the author. Moreover, for the variable measuring mortgage interest it was not possible to correctly reconstruct the original missing values.

Table 2 - Survey on Income and Living Conditions 2004, household questionnaire income variables: number of due responses and percentage of missing values.

Questionnaire income variable	Number of due responses	% missing values
<i>Section on the house and surrounding area</i>		
Housing allowances	150	45.33
<i>Section on rented houses</i>		
Tenants housing allowances	157	81.53
<i>Section on property houses</i>		
Allowances for interests on mortgage	101	56.44
<i>Section on household economic situation</i>		
Basic income (monthly)	268	12.69
Allowances for children less than three years hold (monthly)	159	11.32
Paternal leave allowances	174	5.75
Profits from rentals	222	4.50
Income received by people aged less than 15	39	25.64

Note: The missing values are computed or re-constructed by the author: they can therefore differ from those in the official documentation by ISTAT or Eurostat.

To multiply imputing the missing values in Tables 1 and 2 through the software IVEware, the main characteristics of the data and the theoretical recommendations presented in section 2 were followed.

First of all, to preserve the multivariate nature of the SRMI approach, all the imputations at the same level of analysis were performed in a single step; however, the imputations at the household and the individual level were performed separately, as it was necessary to impute the same household income value for each member of the same household. Then, to “link” the two separated imputation phases, a special iterative imputation procedure, presented in this section, was developed.

For what concerns the imputation of the missing income values at the two separate levels of analysis, only linear regression models were specified since all the income variables were modelled as continuous. Note that in this case an imputation model specifying a joint multivariate normal distribution for all the variables could have been used. However, due to the presence of filtering questions and of income variables with a high concentration in single values, it was necessary to employ some of the special features of the IVEware software. Indeed, it would be interesting to compare the MIs obtained under the SRMI approach with those derived under a joint modelling approach, provided that all the complicating features of the data can be treated also in the second case.

In particular, the *restrict* option and the two-step regression specification⁷ (see section 2) of IVEware were employed. As regards the option *bounds*, that is the possibility to bound the minimum and maximum imputed value for each variable, the main lines of the ISTAT editing procedure were followed. More specifically, for each income variable the

Finally, all the bracket income questions, submitted in case of nonresponse to the questions asking the precise amounts, were unavailable to the author.

⁷ More specifically, the two-step regression imputation procedure was used for the variables “Mobility allowances”, “Contributions for additional pension” and “Profits from savings”, always recoding the “special values” as zero.

minimum and the maximum according to the Hidiroglou-Berthelot editing procedure were computed; these limits were set as bounds for the imputations. In this way, the imputation model cannot produce values that could be considered as outliers in the editing phase, and it also avoids outlier observations to be used as predictors in IVEware iterative procedure.

As regards the hypothesis of normal distribution of the variables to be imputed, several transformations were considered; the final chosen transformation was the logarithm for all the income variables⁸. Note that the presence of the bounds avoids the possible drawback of imputing too large values using the logarithm scale (He and Raghunathan, 2006).

The observed covariates in each regression were chosen according to the guidelines presented in section 2. First of all, it is worth to recall that the SRMI procedure automatically includes as predictors in the regression model for the imputation of each income variable all the other income variables. The other chosen covariates are:

- 1) all the individual characteristics usually employed to classify income in the analysis of survey data, such as sex, age, educational level, working position, area of residence, etc.;
- 2) the variables related to the sampling scheme, such as the strata and cluster indicators, and the individual sampling weights⁹;
- 3) the variables explaining a major part of the variance of the variables to be imputed, identified through a correlation analysis.

Before imputing the data, to be sure that important predictors were not excluded, a final check was performed by letting the software IVEware automatically selecting the covariates with a *stepwise* selection criterion¹⁰.

A final important characteristic of the proposed MI procedure is its iterative nature. Indeed, in the survey on Income and Living Conditions some of the target household income variables are computed as sum of one or more individual variables; moreover, some of the income values measured at the household level can depend on income values at the individual level, and vice versa, as for example for the perceived household allowances which depend on the individual incomes perceived by the household members. In this regard, the novelty of the present application is to propose exploiting the nature of MI to implement an imputation model allowing the income variables at one level influencing the imputation of the income values at the other level of analysis.

More in detail, let $Y_{p ij}$, $p=1, \dots, 30$ indicate the individual p -th income variable for person i belonging to household j and $Y_{t, j}$, $t=1, \dots, 8$ the t -th household income variable for household j . Define the total personal income as:

$$\sum_{p=1}^{30} Y_{p ij} = Y_{.ij}$$

and the total household income as:

⁸ For the variable taking negative values, the total income for self-employed, the log-transformation was applied to translated values.

⁹ In the present application, because all the current members of any selected household are surveyed, the personal weights have to be equal to the corresponding household cross-sectional weights (European Commission, 2006).

¹⁰ The IVEware options to perform the stepwise regression are *maxpred* and *minrsqd* (Raghunathan et al., 1998).

$$\sum_{t=1}^8 Y_{t,j} + \sum_{i=1}^{ncomp_j} Y_{..ij} = Y_{..j}^{fam} + Y_{..j}^{ind} = Y_{..j}^{tot},$$

where $ncomp_j$ indicates the number of components of household j .

Following the suggestions in Schenker et al. (2006), the proposed iterative imputation procedure is:

- 1) impute the individual variables Y_{pij} using as predictors the observed individual and household variables;
- 2) compute for each household the sum of all the individual incomes

$$Y_{..j}^{ind} = \sum_{i=1}^{ncomp_j} \sum_{p=1}^{30} Y_{pij};$$

- 3) impute the household level income variables $Y_{t,j}$ using as predictors the household covariates and $Y_{..j}^{ind}$;
- 4) compute the household income as $Y_{..j}^{fam} = \sum_{t=1}^8 Y_{t,j}$;
- 5) impute again the variables Y_{pij} including $Y_{..j}^{fam}$ in the predictors;
- 6) repeat steps 2-5 for 5 cycles.

To perform m MIs, all the procedure (steps 1-6) was repeated m times.

In practice, the imputation for each individual and household missing value is performed respectively in step 3 and 5 of the fifth cycle; the preceding cycles only guarantee that provisional income totals can be computed in order to be used as covariates. The choice of running 5 provisional cycles was driven by some prior experiments and by the literature (Schenker et al., 2006). To check the stability of the Gibbs sampler, each complete cycle of imputations was repeated several times, using different random seeds; the results were checked both through computations and graphically, comparing for each variable the distribution of observed and imputed values (Giusti, 2007).

Note that the proposed procedure could be substituted by a *multilevel* imputation approach, that is an imputation model imputing at the same time all the variables, measured both at the individual and household level. Unfortunately this type of imputation algorithm is not yet available through standard software and in particular with the IVEware software (Yucel et al., 2006).

3.2 Main results

The final number of MIs for the missing values in Tables 1 and 2 was chosen equal to 10. This choice was driven by the theoretical suggestions and by the wish to verify the amount of the variance *between* the MIs.

To evaluate the impact of the proposed MI iterative approach, several results are considered. In particular, the target income variables defined by Eurostat at the individual and household level have been computed as aggregation of the imputed individual and household income variables. Four different scenarios are taken into account: no imputation (that is performing an *available case analysis* for each variable), single imputation

(performing for each variable only one imputation with the iterative procedure), “standard” MI and MI using the proposed iterative approach. The compared results comprehend the mean and the median of the income target variables, and the comparison of the corresponding standard errors of the estimates. To compute the MI estimates, rules (2.1) and (2.2) have been used. Moreover, for the mean values also the *fraction of missing information* (2.3) has been computed using the approximated formula $\lambda_{approx} = ((m+1)/m)B/T_{MI}$ (Schafer, 1997).

Table 3 - Individual and household income target variables: mean estimates and corresponding standard errors with and without the MIs.

Income target variable	Number of responses	Mean value	Standard error
<i>No imputation</i>			
Total individual income	39130	10797	74.02
Total income from employee job	16791	14409	92.18
Total income from self-employee job	7018	16676	263.85
Total income from pensions	16552	11106	53.06
Total household income	20042	20567	149.61
<i>Iterative multiple imputations</i>			
Total individual income	52509	11948	67.25
Total income from employee job	18730	14494	86.34
Total income from self-employee job	8907	16776	228.78
Total income from pensions	17334	11117	53.12
Total household income	24204	25400	156.90

Comparing the mean values of some income variables before and after the MI procedure using the iterative approach (Table 3) we can see that the main differences regard the total individual and household incomes. For the other variables the means with and without the imputed values are similar. As regards the total individual income this is probably because the variables belonging to the section on additional information on income in 2003, the ones with the highest nonresponse rates, enter in its computation, while they do not influence the other estimates.

As regards the variability of the estimates, Table 4 reports the ratio of the standard error of the mean with no imputation and with MI, and the ratio of the standard error with only one imputation and with MI. The standard error with only one imputation has been computed considering each of the 10 independent MIs as a single imputation, and including in Table 4 both the minimum and the maximum standard errors obtained.

Table 4 - Individual and household income target variables: ratio between the standards error (s.e.) of the mean estimates (s.e. without imputation/s.e. MI, minimum s.e. with single imputation/ s.e. MI, maximum s.e. with single imputation/s.e. MI) and fraction of missing information.

Income variable	No imp./MI	Min 1imp./MI	Max 1imp./MI	Fraction missing info. %
Total individual income	1.10	0.97	1.02	8.7
Total income from employee job	1.07	1.01	1.02	1.1
Total income from self-employee job	1.15	0.86	0.92	19.5
Total income from pensions	1.00	0.99	1.02	7.4
Total household income	0.95	0.99	1.02	6.0

Theoretically the standard errors of the mean without imputation of the missing values should be larger than those with the imputations, since they are based on a smaller number of observations and because the additional information embedded into the imputation model should produce more precise estimates than those obtained using only the available cases. Nevertheless, it is possible for the standard errors estimated with the available case analysis to be biased if data are not missing completely at random (MCAR, Schenker *et al.*, 2006). In this application the ratios in the first column of Table 4 are all above or equal to one, consistently with the theory, apart for the total household income.

As regards the comparison of the results with one or 10 imputations, the theory suggests that the standard errors using only one imputation should be smaller than those using MI, since single imputation has the drawback to underestimate the variability, considering the imputed values as observed ones. In practice, the difference between these standard errors depends on the variability *between* the MIs: if this variability is small, than the MI variance reduces to the mean of the variances of the corresponding number of single imputations (see formula (2.2)). It comes from Table 4 that the variance between the MIs is relevant only in the case of the total income from self-employee job, as confirmed by the *fraction of missing information*. Indeed, this last quantity is really small for all the other variables, while in the case of self-employed income it is only a little lower than the corresponding nonresponse rate.

The values for the relative efficiency of 10 MIs with respect to an infinitive number of MIs (see section 2) are all over 99%, apart for the income from self-employee job with 98% of efficiency. Thus, with these data a smaller number of MIs would suffice: with five MIs the relative efficiency would be equal to approximately 98% for all the variables, 96% for the income from self-employee job. It is important to recall, however, that the results related to self-employed people may be influenced by some factors, such as the record linkage with administrative data performed by ISTAT to aid the imputation procedure, and the original structure of the questionnaire, with three separated variables to measure this kind of income (see section 3.1).

If we consider the MIs obtained without the iterative approach (results not reported here and available in Giusti, 2007), the estimates are similar to those deriving from the iterative MIs, though the mean values and standard errors are slightly smaller: the iterative procedure seems to supply some additional information with respect to the “standard” MI procedure.

The estimates of the median incomes are in Table 5. As in the case of the mean values, the main differences comparing the estimates before and after the MI procedure regards the total individual and household income. Indeed, the median values are even more influenced by the imputation procedure, since they are sensitive to the extreme values in the tails of the income distributions.

For the variability, Table 6 suggests that the estimation of the total income from self-employee job is again the more influenced by the MI procedure. This can depend on the already underlined approximations due to data availability, and on the fact that for this variable also negative values are possible, so that higher variability in the imputations is to be expected. Also for the individual income from pensions single imputation seems to cause a slight underestimation of the variability. Moreover, we can appreciate a higher variability between the MIs also in the case of the total income from employee job.

Table 5 - Individual and household income target variables: median estimates and corresponding standard errors with and without the MIs.

Income variable	Number of responses	Median value	Standard error
<i>No imputation</i>			
Total individual income	39130	9792	70.23
Total income from employee job	16791	13380	84.00
Total income from self-employee job	7018	12041	94.00
Total income from pensions	16552	9985	73.68
Total household income	20042	17204	104.25
<i>Iterative multiple imputations</i>			
Total individual income	52509	10726	52.37
Total income from employee job	18730	13200	36.27
Total income from self-employee job	8907	12535	182.11
Total income from pensions	17334	9903	72.92
Total household income	24204	21294	127.10

Table 6 - Individual and household income target variables: ratio between the standard error of the median estimates (s.e. without imputation/s.e. MI, minimum s.e. with single imputation/ s.e. MI, maximum s.e. with single imputation/s.e. MI) and fraction of missing information.

Income variable	No imp./MI	Min 1imp./MI	Max 1imp./MI
Total individual income	1.34	0.83	1.05
Total income from employee job	2.32	0.76	1.34
Total income from self-employee job	0.51	0.85	0.97
Total income from pensions	1.01	0.94	0.98
Total household income	0.82	0.92	1.01

In Figure 1 and 2 the distributions of the individual total income from self-employee and employee job are represented, using data coming from one randomly chosen MI under the proposed iterative approach. As we can see, the distributions including the imputed values have lower frequencies in the centre of the distributions and higher frequencies in the tails, especially in the case of self-employee job. Anyway, as already underlined, this does not cause major differences for the means and medians; additional in-depth analyses should possibly include the computation of the quantiles of the distributions, to better evaluate the impact of the imputations.

Figure 1 - Percentage distribution of total income in Euros from self-employee job without (dashed line) and with (solid line) imputation of the missing values.

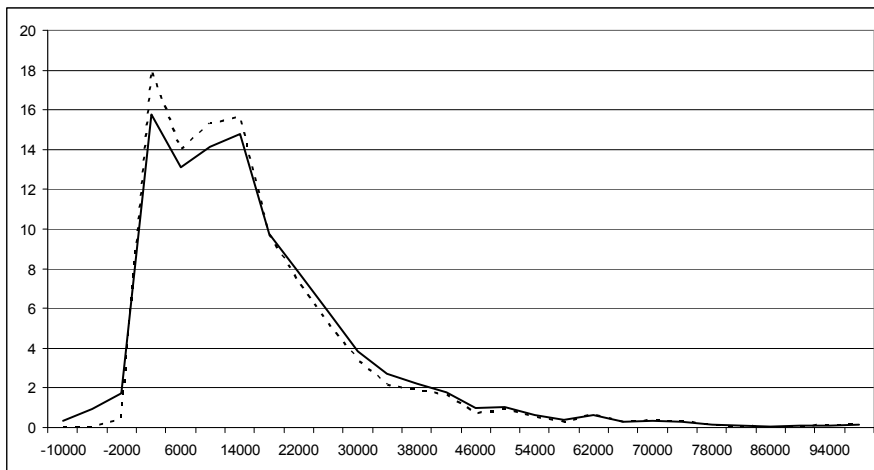
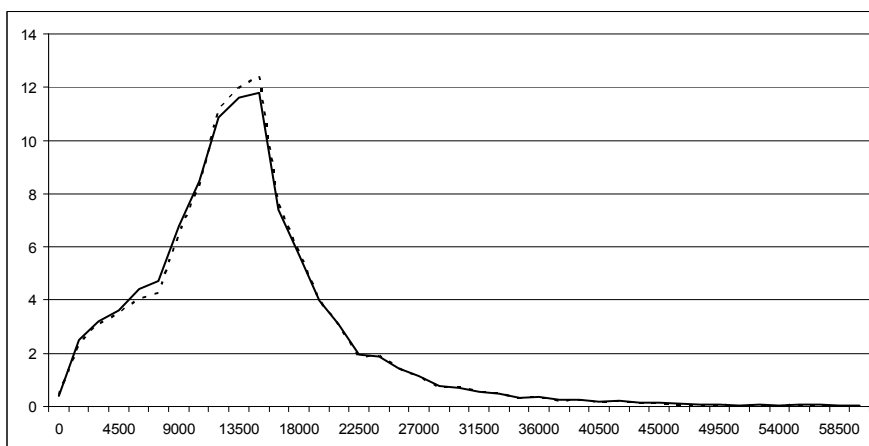


Figure 2 - Percentage distribution of total income in Euros from employee job without (dashed line) and with (solid line) imputation of the missing values.



As an additional final comparison to evaluate the effect of the applied imputation models, Table 7 reports the mean and median estimates of the income target variables computed by ISTAT (ISTAT, 2006) and those resulting from the proposed MI iterative procedure. The estimates are all close; the main differences regards the total household income and the income from self-employee job: the estimates computed using the iterative MI approach are slightly larger than the ISTAT ones, both in their mean and median values¹¹.

¹¹ ISTAT estimates are computed on data completed with single imputations using the software IVEware. Due to the different availability of original information and of the chosen imputation model, the number of imputations is not the only difference characterizing the results in Table 7.

Table 7 - Comparison between ISTAT estimates and estimates obtained after the proposed MI iterative procedure.

Income variable	ISTAT	Iterative MI	Relative variation (%)
Total household income (mean)	24951	25400	+1.8
Total household income (median)	20034	21294	+6.3
Total income from employee job (mean)	14289	14494	+1.4
Total income from employee job (median)	13200	13200	0.0
Total income from self-employee job (mean)	15787	16776	+6.3
Total income from self-employee job (median)	11568	12533	+8.3
Total income from pensions (mean)	11131	11117	-0.1
Total income from pensions (median)	9866	9903	+0.4

4. Concluding remarks

In this work a model to multiply impute missing income values in the EU-SILC survey was presented. The model was specified under the sequential regression multivariate approach to imputation (SRMI), using the same software currently used by ISTAT to perform single imputations of the missing values.

Multiple imputation under the SRMI approach is currently used to deal with missing values in some national surveys in the United States; this is not the case in Italy, where only single imputation is considered to treat item nonresponses in the major official sample surveys. Thus, a first aim of this work was to present the theoretical desirable features of multiple imputation. Moreover, the principal features of the SRMI approach to MI and of the IVEware software were described, both in a theoretical and applied perspective. These descriptions can be useful for those researches dealing with the analysis of datasets characterized by the presence of multivariate missing values. Indeed, though this kind of imputation models are currently used worldwide by many survey statisticians, their description in widespread sample survey manuals is still lacking, as the application to Italian data coming from official sample surveys.

For the multiple imputation of the missing data coming from the ISTAT survey on Income and Living Conditions 2004 an iterative procedure was proposed. This procedure deals with all the complicating characteristics of EU-SILC variables using many features of the IVEware software; moreover, it makes possible to condition the imputation of the missing values at the individual level on the observed and imputed information at the household level and vice versa. This characteristic is particularly important since model based imputations should always be performed taking into account the original structure of the data.

The results obtained using data coming from the first wave of the Italian EU-SILC survey give interesting information about the nature of the missing data and on the imputation model to be used for the EU-SILC survey. First of all, the results suggest the importance of imputing for missing income values both for the individual and income target variables: in the case of the total household and individual incomes the mean and median estimates obtained using only the available cases are considerably lower with respect to those computed after the imputation of the missing values.

As regards the comparison between the estimates obtained imputing only one value for each missing datum with those using MI, the main results presented in this work suggest the appropriateness of the use of single imputation for many of the income target variables. However, this seems not to be the case for the mean income from the individual self-employee job and for some of the median estimates: in these cases the standard errors of the estimates computed using the proposed iterative MI procedure are higher than those obtained with single imputation. In this regard, a new analysis should possibly be performed using data coming from the subsequent waves of the survey in a longitudinal perspective.

References

- Di Zio M., Guarnera U., Luzi O. and Manzari A. (2005) *Methods and Software for Editing and Imputation: Recent advancements at Istat*, Work Session on Statistical Data Editing – Conference of European Statisticians, Ottawa 16-18 May 2005.
- European Commission (2002), “Imputation of income in the ECHP, DOC.PAN 164/2002-12”, European Commission - Eurostat.
- European Commission (2003), “European Community Household Panel - User manual”, DOC.PAN 168/2003-12, European Commission - Eurostat.
- European Commission (2006), “EU-SILC user database description, Version 2004-1 from 24-05-06”, EU-SILC/BB D(2005), European Commission - Eurostat.
- European Parliament (2003), “Regulation (EC) N. 1177/2003 of the European Parliament and of the Council of 16 June 2003 concerning statistics on income and living conditions (EU-SILC)”, Official Journal of the European Union L 165.
- Fay, R.E. (1992), When are inferences from multiple imputation valid?, *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, pp. 227–232.
- Gelman A. and Raghunathan T.E. (2001), Discussion of Arnold et al. “Conditional specified distributions”, *Statistical Science*, vol. 16, pp. 268-269.
- Giusti C. (2007), *Imputazione multipla: metodologie e proposte per l’analisi di dati di reddito*, PhD Thesis, Department of Statistics, University of Florence.
- Grande E., and Luzi O. (2003) Metodologie per l’imputazione delle mancate risposte parziali: analisi critica e soluzioni disponibili in Istat, *Collana Contributi Istat*, n.6/2003.
- Guarnera U. (2004) Alcuni metodi di imputazione delle mancate risposte parziali per dati quantitativi. Il software QUIS, *Collana Contributi Istat*, n.5/2004.
- He, Y. and Raghunathan, T.E. (2006), Tukey’s gh Distribution for Multiple Imputation, *The American Statistician*, 60, 251–256.
- Heeringa S.G., Little R.J.A., Raghunathan T.E. (2002), Multivariate Imputation of Coarsened Survey Data on Household Wealth, in *Survey Nonresponse*, eds. Ggroves, Dillman, Eltinge, Little, Wiley, New York, pp. 357-371.
- ISTAT (2006), *Reddito e condizioni di vita*, Collana informazioni, n.31, Istituto Nazionale di Statistica.
- Lillard L., Smith J.P., Welsh F. (1986) What do we really know about wages? The importance of nonreporting and Census imputation, *Journal of Political Economy*, 94, 489-506.
- Little, R.J.A. (1985), A Note about Models for Selectivity Bias, *Econometrica*, 53, 1469-1474.
- Little R.J.A. and Rubin D.B. (2002), *Statistical Analysis with Missing Values*, Wiley & Sons, New York.
- Luzi O. and Seeber A.C. (2000), Imputazione multipla: un’applicazione sperimentale, in Società Italiana di Statistica, XL Riunione Scientifica, Firenze, 26-28 Aprile.
- Meng, X.L. (1994), Multiple-Imputation Inferences with Uncongenial Sources of Input, *Statistical Science*, 9, 538–573.

- Meng, X.L. (2002), A Congenial Overview and Investigation of Multiple Imputation Inferences under Uncongeniality, in R.M. Groves, D.A. Dillman, J.L. Eltinge and R.J.A. Little, eds, *Survey Nonresponse*, Wiley, New York, pp. 357–371.
- Raghunathan, T.E., Solenberger, P.W. and Van Hoewyk, J. (1998), *IVEware: Imputation and Variance Estimation Software: Installation Instructions and User Guide*, Technical Report, Survey Research Center -University of Michigan.
- Raghunathan T.E., Lepkowski J.M., Van Hoewyk J., Solenberger P. (2001) A Multivariate Technique for Multiply Imputing missing Values Using a Sequence of Regression models, *Survey Methodology*, vol. 27, pp. 85-95.
- Rubin, D.B. (1983), Imputing Income in the CPS, in *The Measurement of Labor Cost*, Chicago: University of Chicago Press.
- Rubin D.B. (1987), *Multiple Imputation for Nonresponse in Sample Surveys*, Wiley, New York.
- Rubin, D.B. (1996), Multiple Imputation After 18+ Year, *Journal of the American Statistical Association*, 91, 473–489.
- Schafer J.L. (1997), *Analysis of Incomplete Multivariate Data*, Chapman & Hall, New York.
- Schafer J.L., Olsen M.K. (1998), Multiple Imputation for Multivariate Missing-Data Problems: a Data Analyst's Perspective, *Multivariate Behavioral Research*, vol. 33, pp. 545-571.
- Schenker N., Raghunathan T.E., Chiu P., Makuc D., Zhang G. and Cohen, A.J. (2006) Multiple Imputation of Missing Income Data in the National Health Interview Survey, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 101, pp. 924-933.
- Van Buuren S., Brand J.P.L., Groothuis-Oudshoorn C.G.M. and Rubin, D.B. (2006), Fully Conditional Specification in Multivariate Imputation, *Journal of Statistical Computation and Simulation*, vol. 76, pp. 1049-1064.
- Yucel R.M., Raghunathan T.E. and Schenker N. (2006) *SHRIMP: sequential hierarchical regression imputations*, International Conference on Health Policy Research, Boston, USA.

Le dinamiche produttive d'impresa nei sistemi locali del lavoro

Luigi Costanzo¹, Filippo Oropallo² e Stefania Rossetti³

Sommario

La performance aggregata del sistema produttivo dipende dal comportamento delle singole imprese che operano sul mercato, dall'ingresso di nuove imprese e dall'uscita di quelle meno produttive. Il lavoro propone un'analisi a livello di Sistema locale del lavoro di indicatori di business demography, applicati non soltanto al movimento demografico delle imprese e dell'occupazione, ma anche al fatturato per addetto delle imprese stesse (utilizzato come proxy della produttività). Le performance delle imprese sono analizzate in termini sia di produttività sia di propensione all'export. La capacità di crescita delle imprese e il loro impatto sull'andamento della performance complessiva a livello territoriale, vengono poi meglio qualificate attraverso un'analisi della scomposizione dei contributi alla dinamica della produttività. L'obiettivo è quello di misurare il contributo alla crescita della produttività espresso dalle nuove imprese, quello espresso dalle imprese che escono dal mercato e quello delle imprese sempre attive, distinguendo l'effetto della loro crescita individuale (effetto within) da quello dovuto alla ricomposizione delle loro quote occupazionali (effetto between). I dati utilizzati sono tutti di fonte Istat, e provengono dal Registro statistico delle imprese (Asia) e dalle statistiche sul commercio con l'estero, per il periodo 1999-2005.

Parole chiave: sistemi locali del lavoro, demografia di impresa, produttività

Abstract

The aggregate performance of a production system depends on the behaviour of incumbent firms, on the entry of new firms and on the exit of the less productive ones. This paper proposes an analysis of business demography by Local Labour System for the period 1999-2005, using also the turnover per employee as a proxy for labour productivity. The enterprises' performance is analysed both in terms of labour productivity and ability to export. Then, the growth capacity of firms and its impact on the overall performance trends are better qualified breaking down the productivity dynamics by the groups of new-born, ceased and incumbent enterprises, and separating the component of the individual growth ("within" effect) from that due to the reallocation of employment shares ("between" effect). The data used are drawn from Istat, namely from the Business register (Asia) and from Foreign trade statistics.

Keywords: local labour market, business demography, productivity

¹ Tecnologo (Istat), e-mail: lucostan@istat.it.

² Ricercatore (Istat), e-mail: oropallo@istat.it.

³ Ricercatore (Istat), e-mail: strosset@istat.it.

Si ringraziano i due referee per i preziosi suggerimenti forniti sulla precedente versione di questo paper.

1. Introduzione

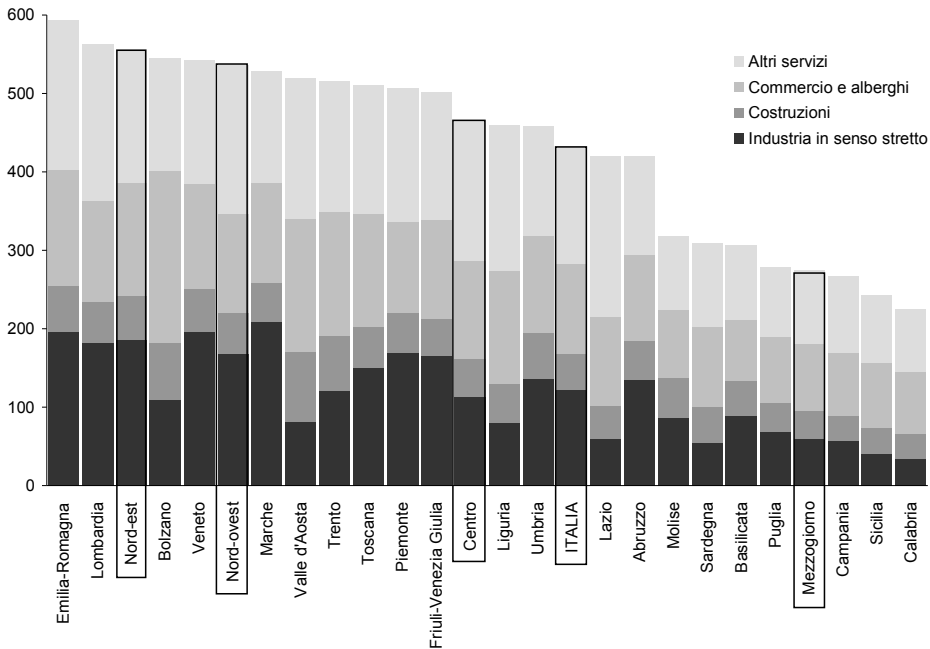
In Italia i divari di sviluppo socio-economico a livello territoriale, rappresentati innanzitutto dal perdurante dualismo tra Nord e Sud del paese, sono stati misurati ormai in moltissimi modi (Istat 2008b, Istat 2009, Realfonzo e Vita 2006). Questo lavoro intende arricchire la conoscenza di queste differenze soffermandosi in particolare sul sistema produttivo privato non agricolo. Tale analisi è consentita dal pieno sfruttamento di fonti di dati prodotte annualmente dall'Istat da cui è possibile conoscere per ciascuna impresa attiva sul territorio il numero di addetti, il fatturato e le esportazioni nonché gli “eventi” (scorpori, fusioni ma anche nascite e cessazioni) in cui ogni impresa è stata coinvolta nel corso dell'anno (Baldwin e Gorecki 1991). Da queste informazioni si possono ricavare un ampio numero di indicatori che offrono un quadro esauriente della struttura, della performance produttiva e delle dinamiche di crescita delle imprese italiane e della loro articolazione territoriale. Inoltre, la considerazione di dati riferiti a più anni consente di ricostruire la dinamica di medio periodo di molti indicatori arricchendo di un'ulteriore dimensione il quadro fornito.

Il lavoro si articola in due parti che si soffermano, la prima sulla struttura, sulla demografia e sulle performance delle imprese a livello regionale e di sistema locale del lavoro, evidenziando il ruolo importante della dimensione territoriale nell'analisi del sistema produttivo (Capello 2004, Fujita e Krugman 2004); la seconda sulla dinamica della produttività a livello territoriale scindendo la variazione complessiva delle aree territoriali e di ogni sistema locale in quattro componenti: crescita individuale (*within*) effetto riallocazione (*between*), crescita nuove imprese e contributo imprese cessate (Griliches e Regev 1995, Scarpetta et al. 2002).

2. Struttura e performance locali

La distribuzione territoriale delle imprese e dei posti di lavoro da esse creati dà una misura del divario economico fra Centro-Nord e Mezzogiorno: per mille residenti in età di lavoro (15-64 anni), il numero medio di imprese è di 127 nel Nord, 125 nel Centro e 88 nel Mezzogiorno, mentre il numero medio di addetti alle unità locali d'impresa (cioè di posti di lavoro nel settore privato) è di 545 nel Nord, 466 nel Centro e 274 nel Mezzogiorno (Figura 1). Questo divario rimanda, a sua volta, alle diversità strutturali fra le economie delle quattro ripartizioni: al Nord, l'industria in senso stretto ha un peso molto maggiore in termini di occupazione, contando il 31,3 per cento degli addetti alle unità locali nel Nord-ovest e il 33,5 per cento nel Nord-est, contro il 24,3 per cento del Centro e il 21,6 del Mezzogiorno. Nel Mezzogiorno, invece, sono più alte le quote di addetti delle costruzioni (13,0 per cento, contro un dato nazionale del 10,7) e del commercio (24,6 per cento, contro un dato nazionale del 20,1), mentre il Centro si caratterizza per la quota più elevata di addetti degli altri servizi (45,4 per cento, contro un dato nazionale del 41,0).

Figura 1 - Addetti alle unità locali delle imprese per settore di attività economica, regione e ripartizione geografica - Anno 2005 (valori medi per 1.000 residenti in età 15-64 anni)



Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

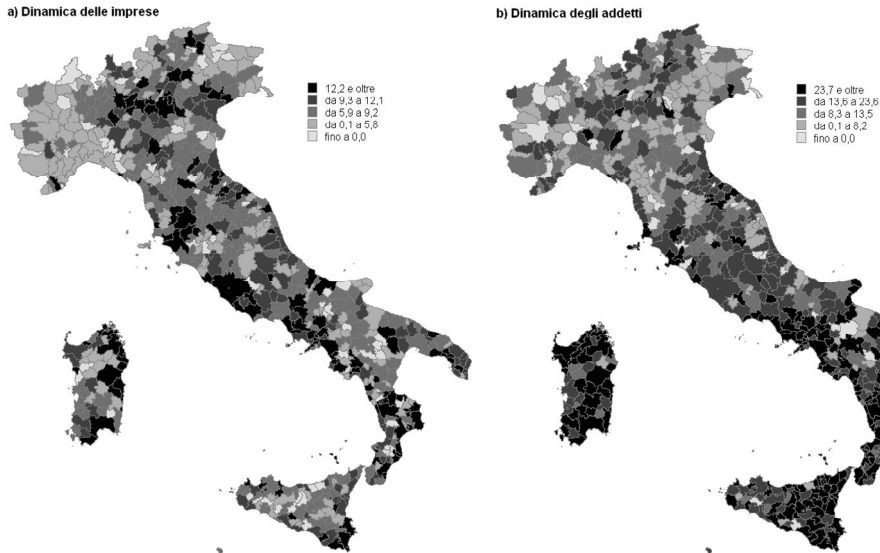
Le dinamiche delle popolazioni locali di imprese nel periodo 1999-2005 scompongono il quadro territoriale degli indicatori di struttura, presentando interessanti elementi di differenziazione all'interno delle ripartizioni, e mettono in evidenza una netta espansione del settore privato nel Mezzogiorno (Figura 1 e Tavola 1)⁴. È un risultato certamente degno di nota, anche se nel valutare le dinamiche è necessario sempre tener presente la diversa consistenza degli stock all'inizio del periodo. Una concentrazione di sistemi locali con crescita negativa o inferiore alla media nazionale, si osserva in particolare in Piemonte, Valle d'Aosta, Liguria e Friuli-Venezia Giulia. I sistemi con tassi di crescita superiori alla media si allineano principalmente lungo due assi: quello della pedemontana lombardo-veneta e quello della via Emilia (con un prolungamento nelle Marche).

⁴ L'analisi è stata condotta sul manifatturiero e sui principali settori dei servizi ad eccezione dei servizi finanziari, sociali e alla persona.

Tavola 1 - Imprese, addetti, fatturato ed esportazioni delle imprese per regione e area geografica - Anni 1999-2005 (Variazioni e valori percentuali)

	Imprese	Addetti	Fatturato	Fatturato per add.	Esportazioni	Export/Fatt. (2005)
AREA GEOGRAFICA						
Nord-ovest	7,3	9,4	28,9	17,8	34,7	29,3
Nord-est	9,2	11,0	30,6	17,6	33,5	31,2
Centro	10,4	13,3	39,8	23,4	21,9	24,6
Mezzogiorno	10,5	25,4	35,5	8,0	63,6	17,6
REGIONI						
Piemonte	3,9	-3,6	12,3	16,4	18,3	31,5
Valle d'Aosta	7,0	5,1	29,7	23,4	51,7	39,6
Lombardia	9,3	14,6	33,2	16,2	40,4	28,6
Trentino-Alto Adige	9,9	13,3	25,9	11,1	38,1	29,5
Friuli-Venezia Giulia	5,3	5,5	17,8	11,6	13,6	35,9
Veneto	9,8	9,7	32,1	20,4	29,7	32,3
Liguria	4,4	11,6	48,2	32,8	90,5	25,3
Emilia-Romagna	9,5	13,2	32,8	17,3	44,1	29,4
Toscana	8,2	9,4	29,0	17,9	28,4	31,3
Umbria	8,2	14,8	35,5	18,0	74,2	21,7
Marche	9,4	12,3	30,2	16,0	44,9	30,4
Lazio	13,1	16,1	48,1	27,5	-12,2	14,9
Abruzzo	10,0	15,0	25,0	8,7	62,4	27,6
Molise	9,2	14,3	28,6	12,5	26,9	23,2
Campania	12,5	28,6	40,9	9,5	32,9	14,5
Puglia	9,3	19,5	25,3	4,8	18,8	18,4
Basilicata	6,8	15,4	-0,6	-13,9	-1,5	6,4
Calabria	11,1	33,1	45,6	9,4	107,3	4,4
Sicilia	9,2	29,0	47,4	14,3	457,3	19,3
Sardegna	12,4	33,1	39,5	4,8	70,7	11,6
Italia	9,3	13,6	32,5	16,6	33,8	27,8

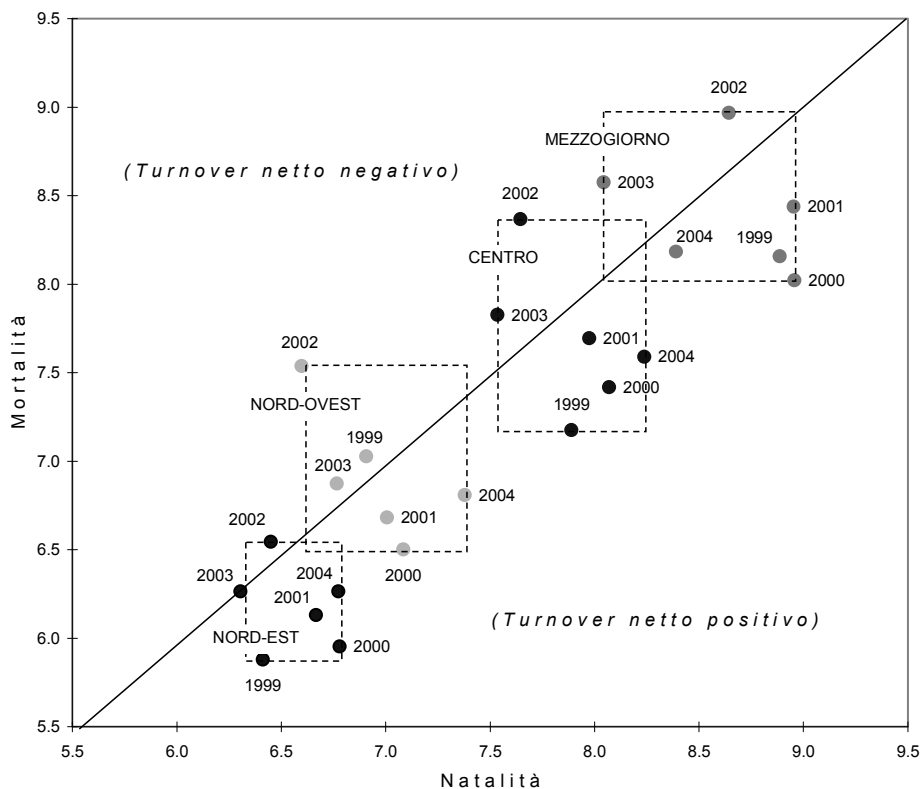
Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive; Statistiche del commercio con l'estero

Figura 2 - Imprese e addetti per sistema locale del lavoro - Anni 1999-2005 (variazioni percentuali)

Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

La dinamica complessiva delle popolazioni di imprese è il risultato di diversi processi di trasformazione di quelle esistenti, della nascita di nuove imprese e della cessazione di altre. Un focus su questi ultimi tipi di eventi, comunemente chiamati demografia d'impresa, propone interessanti evidenze circa le differenze tra le diverse aree del paese ed offre spunti per le successive analisi.

La proiezione su un diagramma cartesiano dei tassi di natalità e mortalità registrati dal 1999 al 2004 nelle quattro ripartizioni geografiche (Figura 3) mostra una netta differenziazione su base territoriale del livello di intensità del movimento demografico delle imprese. Semplificando, possiamo dire che più ci si allontana dall'origine degli assi, maggiore è l'intensità del movimento. Essa può essere dovuta ad un ampio squilibrio fra nascite e cessazioni oppure alla compresenza di flussi di nascite e cessazioni relativamente molto consistenti e in sostanziale equilibrio fra loro (Hopenhayn, 1992).

Figura 3 - Tassi di natalità e mortalità delle imprese per ripartizione geografica - Anni 1999-2004
(valori percentuali)

Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

Tavola 2 - Indicatori demografici delle imprese per ripartizione geografica - Anni 1999-2004 (valori percentuali)

RIPARTIZIONI GEOGRAFICHE	VALORI MEDI NEL PERIODO						Tasso di sopravvivenza a 5 anni
	Tasso di natalità	Tasso di mortalità	Tassi di turnover				
			Imprese		Occupazione		
			Netto	Lordo	Netto	Lordo	
Nord-ovest	7,0	6,9	0,1	13,9	0,0	4,4	55,9
Nord-est	6,6	6,2	0,4	12,7	0,1	4,5	58,7
Centro	7,9	7,7	0,2	15,6	0,0	5,7	53,2
Mezzogiorno	8,6	8,4	0,3	17,0	0,2	9,0	52,2
Totale	7,5	7,3	0,2	14,9	0,0	5,6	54,6

Fonte: Istat, Archivio Statistico delle Imprese Attive

Secondo questa interpretazione, la popolazione di imprese del Mezzogiorno presenta la maggiore intensità di movimento, essendo caratterizzata dai valori più alti di natalità e mortalità (quindi del turnover lordo), sia delle imprese (17,0 per cento in media, nel periodo 1999-2004, Tavola 2), sia dell'occupazione (9,0 per cento), dovuto anche alla maggiore polverizzazione del sistema produttivo meridionale e alla specializzazione nel segmento delle microimprese (1-9 addetti) operanti nei servizi. Il bilancio demografico è nettamente in attivo, tanto in termini di imprese quanto in termini di occupazione. Peraltro, nel Mezzogiorno si registrano i valori più bassi del tasso di sopravvivenza a 5 anni (52,2 per cento, per le imprese nate nel 1999). All'estremo opposto si colloca il Nord-est, dove la popolazione delle imprese – anche qui in crescita – è assai meno movimentata: il tasso di turnover lordo è del 12,7 per cento in termini di imprese e del 4,5 per cento (esattamente la metà di quello del Mezzogiorno) in termini di addetti, e il tasso di sopravvivenza sale al 58,7 per cento. Le escursioni dei tassi di natalità e mortalità, inoltre, sono assai più contenute, il che è indice di una maggiore regolarità dei flussi demografici. Anche nel Nord-ovest i valori del turnover lordo sono relativamente bassi, ma si affiancano a un bilancio demografico altalenante (in tre anni su sei, il numero delle nascite è stato inferiore a quello delle cessazioni): in media di periodo, infatti, il turnover netto – sia delle imprese, sia dell'occupazione – è pressoché nullo. Il tasso di sopravvivenza (al 55,9 per cento) si colloca, comunque, ben al di sopra del valore medio nazionale. Al Centro, infine, la crescita demografica è più debole che nel Nord-est e nel Mezzogiorno: natalità e mortalità sono quasi in equilibrio, entrambe oscillanti su valori lievemente superiori alla media, mentre il tasso di sopravvivenza (al 53,2 per cento) non raggiunge la media Italia.

Passando ora a considerare la performance delle imprese nel periodo osservato, si prendono in esame la dinamica del fatturato, delle esportazioni e della quota di fatturato esportato.

Fra il 1999 e il 2005, il fatturato delle imprese in termini nominali è cresciuto del 32,5 per cento, mentre il fatturato per addetto, che può essere considerato una *proxy* della produttività nominale del lavoro⁵, al lordo della dinamica dei prezzi, è aumentato del 16,6 per cento in sei anni, ovvero del 2,6 per cento l'anno (Tavola 1). La crescita reale, ottenuta applicando ai valori di fatturato i delatori nazionali del valore della produzione, è stata di solo 0,6 per cento in sei anni.

Nell'analisi che segue si valutano le differenze territoriali, scomposte per tipologia di evento demografico di impresa, del fatturato per addetto a prezzi correnti. Questa scelta deriva sia dalla mancanza di deflatori adeguati per il livello di dettaglio adottato nell'analisi, sia dal fatto di voler mettere maggiormente in risalto le componenti delle variazioni osservate. Sulla crescita lenta della produttività italiana e sui problemi di misura legati all'uso dei valori nominali si rimanda a Hall B.H., F. Lotti e J. Mairesse (2007).

Rispetto alla dinamica di imprese e addetti, la dinamica del fatturato presenta un pattern territoriale meno definito (Figura 4ab). Anche per questa variabile, tuttavia, i sistemi locali

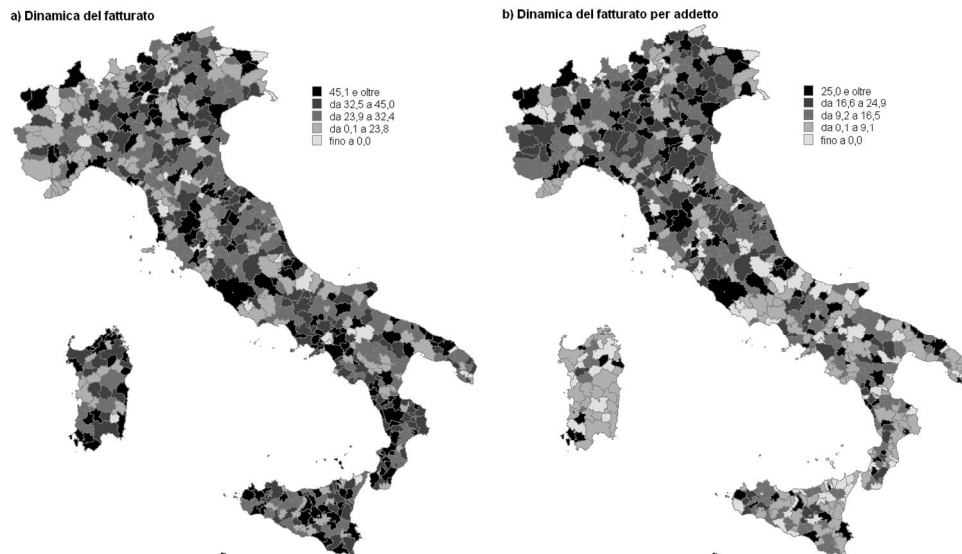
⁵ Il fatturato per addetto, in assenza di altre informazioni, può essere considerato una prima approssimazione della produttività del lavoro (data dal rapporto tra valore aggiunto e addetti), variabile cruciale per determinare la competitività del sistema produttivo. L'andamento del fatturato per addetto riflette quello della produttività del lavoro soltanto se il rapporto tra valore aggiunto e fatturato è stabile nel tempo. Una crescita del fatturato può infatti avvenire anche in presenza di una variazione contenuta del valore aggiunto. Per questo motivo si richiede particolare cautela nell'interpretazione dei risultati

che realizzano i migliori risultati tendono a concentrarsi nel Centro-Sud, mentre nei sistemi dell'Italia settentrionale la crescita è stata mediamente più debole. La distribuzione territoriale delle variazioni del fatturato per addetto disegna, invece, una separazione più netta fra il Mezzogiorno e il resto del Paese. Nei sistemi locali del Sud e delle Isole, infatti, le imprese sono cresciute molto di più in termini di occupazione che non in termini di dimensione economica, soprattutto per effetto della specializzazione in settori a bassa produttività.

Tra il 1999 e il 2005 le esportazioni di beni delle imprese manifatturiere italiane sono aumentate in termini nominali del 34 per cento circa, arrivando a rappresentare poco meno del 28 per cento del fatturato del medesimo gruppo di imprese (Tavola 1). Tale variazione complessiva è frutto di dinamiche assai differenziate a livello territoriale: il Mezzogiorno nel suo complesso registra una performance quasi doppia rispetto a quella media nazionale (63,6 per cento) grazie soprattutto alla Sicilia e all'Abruzzo; mentre il Centro si colloca ben al di sotto (21,9 per cento) a causa di un contributo negativo del Lazio. Gran parte della crescita delle esportazioni è comunque attribuibile alle ripartizioni settentrionali che spiegano circa l'80 per cento della variazione complessiva, con incrementi superiori al 40 per cento in Lombardia ed Emilia Romagna e una dinamica più lenta in Piemonte che risente maggiormente dell'effetto di delocalizzazione produttiva. Del resto, come mostra l'ultima colonna della tavola 1, la quota di esportazioni sul fatturato delle imprese è prossima o superiore al 30 per cento in quasi tutte le regioni del Centro-Nord (l'eccezione più rilevante è il Lazio), mentre in molte regioni del Mezzogiorno scende sotto il 20 per cento o addirittura sotto il 10. Questo comportamento risulta molto omogeneo anche a livello di sistema locale del lavoro: sono molto rari e per lo più riferibili ad aree a vocazione turistica i sistemi del Nord con una quota di esportazioni che ricade nel quarto inferiore della distribuzione; mentre nel Mezzogiorno è largamente dominante la presenza di sistemi che si collocano nella metà inferiore della distribuzione. Tuttavia, guardando alla dinamica delle quote di fatturato esportato nel periodo 1999-2005, si colgono segnali di miglioramento nel Centro-Sud, dove fungono da traino alcuni sistemi la cui vocazione produttiva è nei settori del cuoio, pelli e calzature: ad esempio Tricase e Casarano in Puglia e Torre Orsaia in Campania;

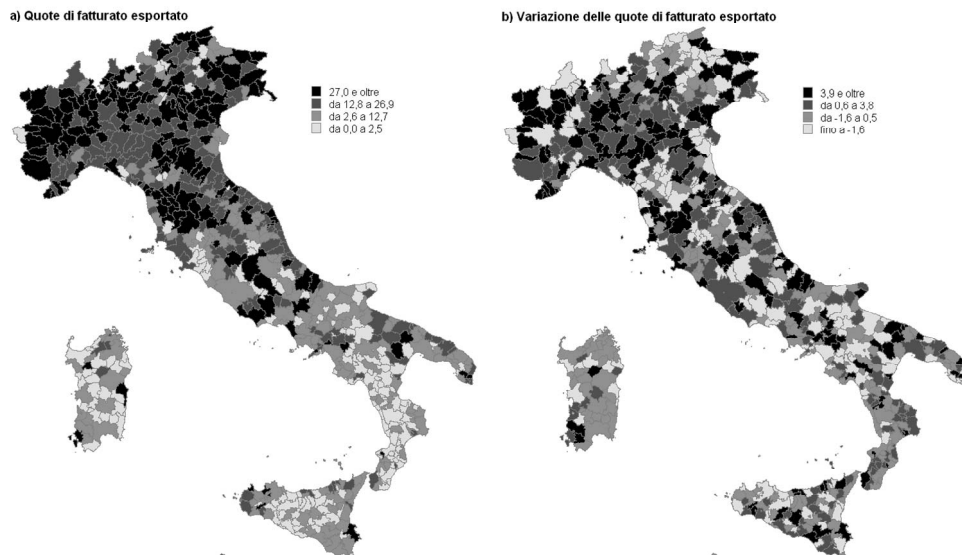
Per contro, si notano aree del Nord che riducono nettamente la propria capacità di esportare: si segnala, in proposito, la contrazione delle quote di molti sistemi dell'occhialeria nel Nord-est; mentre nel Nord-ovest si registrano variazioni negative in aree caratterizzate da diverse vocazioni produttive, tra cui spicca senz'altro la performance negativa del sistema di Torino.

Figura 4 - Fatturato delle imprese e fatturato per addetto per sistema locale del lavoro - Anni 1999-2005 (variazioni percentuali)



Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

Figura 5 - Quota di fatturato esportato e variazione delle quote per sistema locale del lavoro - Anni 1999-2005 (valori e variazioni in punti percentuali)



Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive; Statistiche del commercio con l'estero

3. La dinamica del fatturato per addetto a livello territoriale

La performance complessiva del sistema delle imprese che, come già detto, è stata piuttosto deludente nel corso di questi ultimi anni, viene qui misurata dalla variazione del fatturato per addetto. Tale variazione dipende dal comportamento delle imprese che persistono sui mercati, ma anche dagli eventi demografici di impresa, cioè dall'ingresso di nuovi soggetti e dall'uscita di quelli meno redditizi.

Al fine di mettere in luce il ruolo svolto dai movimenti demografici⁶ e dalla crescita delle nuove imprese sulla dinamica aggregata e settoriale del fatturato per addetto, si propone un'analisi della sua variazione nel periodo 1999-2005, basata su una scomposizione della variazione dell'output unitario in quattro diverse componenti:

1. la dinamica a livello di singola impresa (effetto *within*), che segnala la capacità delle imprese di conseguire guadagni di performance attraverso un uso più efficiente o intenso dei fattori (lavoro e tecnologie di produzione);
2. la riallocazione delle quote di output tra le diverse imprese (effetto *between*), che rappresenta l'effetto delle variazioni della quota di addetti impiegata;
3. l'entrata sul mercato di nuove imprese;
4. l'uscita di imprese dal mercato.

Le imprese che entrano ed escono dai mercati possono avere un fatturato per addetto superiore o inferiore a quello del settore, dando un contributo di segno diverso alla variazione media. Il saldo di queste due componenti indica l'influenza dei movimenti demografici sulla variazione complessiva dell'output unitario⁷.

Per scomporre dalla dinamica complessiva del fatturato per addetto nelle singole componenti di persistenza o turnover sui mercati, si utilizza la scomposizione della variazione settoriale⁸:

$$\Delta P_{sett} = \sum_{i \in S} \Delta p_i \bar{g}_{sett} + \sum_{i \in S} \Delta g_i (\bar{p}_i - \bar{P}_{sett}) + \sum_{i \in N} (p_i^t - \bar{P}_{sett}) g_i^t + \sum_{i \in C} (p_i^{t-k} - \bar{P}_{sett}) g_i^{t-k} + E_{sett} \quad (1)$$

La formula esprime la variazione tra il tempo t e il tempo $t-k$ della produzione venduta rapportata al numero di addetti dell'impresa o della produttività parziale del lavoro misurata come valore aggiunto sul numero di addetti;

$$\sum_{i \in S} \Delta p_i \bar{g}_{sett} \quad (2)$$

rappresenta il contributo individuale alla crescita o effetto intra impresa sempre attiva (S rappresenta l'insieme delle imprese sempre attive), dove la variazione tra t e $t-k$ della singola unità viene moltiplicata per la quota media di addetti \bar{g} nei due periodi (t , $t-k$) sul totale degli addetti del settore o del sistema locale;

⁶ La localizzazione delle imprese è effettuata sulla base della sede legale dell'unità giuridica al 2005, se ancora attive e al 1999, se cessate. Pertanto anche le imprese coinvolte in eventi di trasformazione, ed eventuali trasferimenti di sede legale, forniscono il proprio contributo solo nel sistema locale in cui si sono trasferite.

⁷ Nell'analisi si è scelto di considerare separatamente il contributo delle imprese coinvolte in eventi di trasformazione (scorpori, fusioni, ecc.); perché i valori di fatturato e di addetti che vengono loro imputati non sono spesso confrontabili tra i due periodi di riferimento, in quanto l'evento di trasformazione potrebbe dar luogo ad imputazioni provvisorie.

⁸ La scomposizione della variazione della produttività, proposta da Scarpetta et al. (2002), che prende spunto da uno studio di Griliches e Regev (1995), viene qui applicata al contesto dei singoli sistemi locali del lavoro italiani.

$$\sum_{i \in S} \Delta g_i (\bar{p}_i - \bar{P}_{sett}) \quad (3)$$

misura l'effetto tra imprese ed è pari alla variazione della quota di addetti individuale tra t e t-k moltiplicata per la differenza $\bar{p}_i - \bar{P}_{sett}$ tra produttività media individuale nei due periodi (t, t-k) e quella del settore o del sistema locale;

$$\sum_{i \in N} (p_i^t - \bar{P}_{sett}) g_i^t \quad (4)$$

pari al contributo nuove imprese (N rappresenta l'insieme dei flussi delle nuove imprese) ed è uguale alla differenza tra la produttività individuale dell'ultimo anno e quella media del settore, o del sistema locale, per la sua quota di addetti;

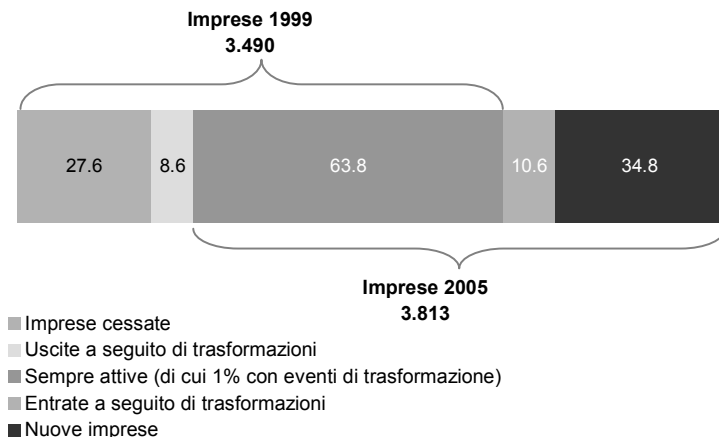
$$\sum_{i \in C} (p_i^{t-k} - \bar{P}_{sett}) g_i^{t-k} \quad (5)$$

è il contributo delle imprese cessate (C rappresenta l'insieme dei flussi delle imprese cessate), dove il livello della produzione per addetto e la quota di addetti sono misurati all'anno base t-k.

Infine il contributo degli eventi E_{sett} rappresenta il contributo dovuto ad eventi di trasformazione di impresa e somma gli effetti *within* e *between* delle imprese sempre attive coinvolte in eventi di trasformazione (pari a circa l'1 per cento delle imprese attive al 1999) (Figura 6) con i contributi delle nuove imprese, tali a seguito di trasformazioni, ma che conservano caratteri di continuità con altre unità statistiche (false nate pari a circa il 10,6 per cento) e delle imprese cessate che non risultano realmente tali (false cessate pari a circa l'8,6 per cento). Ossia tutte le unità giuridiche nuove o cessate che dal punto di vista statistico preservano dei legami di continuità con altre unità già attive o nuove unità.

Tali eventi inglobano fenomeni di natura diversa. Per le piccolissime imprese si può parlare in gran parte di "rumore amministrativo" (false nate e false cessate a seguito di cambi di denominazione). Per le imprese di maggiori dimensioni, invece, il verificarsi di tali eventi è associato a precise strategie aziendali che contribuiscono, a volte in modo rilevante, alla dinamica della produttività. Pertanto anche l'utilizzo dell'indicatore proposto per analizzare la produttività del lavoro (fatturato per addetto invece del valore aggiunto per addetto) può distorcere le analisi allorquando intervengono processi che incidono sul grado di integrazione verticale di queste imprese, cioè allorquando varia la distanza tra i ricavi e il valore aggiunto creato. In sede di commento dei risultati ci riferiremo, dunque, alla variazione complessiva del fatturato per addetto al netto di questi eventi di trasformazione, accennando solo marginalmente al loro contributo sulle variazioni complessive osservate.

Prima di passare ai risultati della scomposizione è utile soffermarsi sulla consistenza e sui flussi demografici di impresa sul loro ruolo nella performance complessiva del sistema produttivo.

Figura 6 - Dinamica demografica delle imprese (a) - Anni 1999-2005 (valori in migliaia e in percentuale rispetto al 1999)

Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

(a) Le sezioni di di attività economica osservate sono le seguenti:

Manifattura (D), Costruzioni (F), Servizi privati (G-H-I-K).

Le imprese sempre attive, nel periodo 1999-2005, appartenenti ai principali settori produttivi dell'economia (a esclusione dell'agricoltura, del settore estrattivo, energetico e dei servizi alle persone), sono circa 2 milioni e 227 mila, e rappresentano circa il 64 per cento delle imprese del 1999 (Figura 6). Di queste, circa 30 mila (l'1 per cento circa) sono state interessate da rilevanti eventi di trasformazione che dal punto di vista dell'unità statistica non ne hanno pregiudicato la continuità. Si è trattato di scorpori o incorporazioni di funzioni aziendali con impatti a volte rilevanti sulla performance economica. Più di un terzo (34,8 per cento) è rappresentato da nuove imprese, nate tra il 1999 e il 2005, che da un punto di vista statistico⁹, non sono collegabili a unità già esistenti nell'archivio delle imprese attive. L'altra componente del turnover demografico (ovvero le imprese cessate) assomma al 27,6 per cento. Pertanto se mediamente, nel corso di sei anni, una impresa su tre è nuova, circa una impresa su quattro esce dai mercati, traducendosi in un aumento del 7,3 per cento del numero di imprese tra il 1999 e il 2005. In totale l'aumento del numero di imprese è del 9,3 per cento. La differenza, 2,0 per cento, è imputabile a eventi di trasformazione consistenti nella creazione di nuove unità che rappresentano però una trasformazione giuridica di vecchie unità di imprese. La crescita in termini di addetti e di fatturato è sempre più alta se si guarda alle imprese sempre attive (Tavola 3). Mentre se si osserva il turnover demografico reale, al netto degli eventi, esso contribuisce per la metà circa alla variazione degli addetti (6,2 punti percentuali sul 13,6 per cento di incremento degli addetti), ma per un quinto alla crescita del fatturato (6,6 punti percentuali sui 32,5 per cento di incremento di fatturato).

⁹ In base a quanto specificato dal manuale Eurostat-OECD on Business Demography Statistics.

Tavola 3 - Imprese, addetti e fatturato per evento demografico - Anni 1999-2005 (valori assoluti e variazioni percentuali)

	Imprese		Addetti (migliaia)		Fatturato (milioni di euro)	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Sempre attive	2.227.019	2.227.019	9.465	10.359	1.358.761	1.780.727
Turnover reale	961.716	1.216.076	1.844	2.649	148.403	265.797
Turnover da trasform.	301.216	370.193	1.656	1.715	277.970	318.129
Totale	3.489.951	3.813.288	12.965	14.723	1.785.134	2.364.653

	Imprese var. %	Addetti var. %	Fatturato var. %
Sempre attive	0,0	6,9	23,6
Turnover reale	7,3	6,2	6,6
Turnover da trasform.	2,0	0,5	2,2
Totale	9,3	13,6	32,5

Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

Nel complesso (Tavola 4) la crescita nominale dell'output per addetto al netto di eventi di trasformazione (9,6 per cento) è dovuta per circa il 52 per cento a effetti di riallocazione delle quote occupazionali. Il 40 per cento circa della crescita è imputabile a una dinamica di crescita individuale. Il contributo del turnover demografico è meno dell'1 per cento e rappresenta circa l'8 per cento della crescita totale del sistema.

Inoltre non è trascurabile la variazione imputabile ad eventi di trasformazione pari al 7 per cento circa.

Tavola 4 - Componenti della crescita del fatturato per addetto - Anni 1999-2005 (variazioni percentuali e composizione delle variazioni percentuali)

Componenti della crescita	Variazione percentuale
Effetto intra-imprese	3.86
Effetto riallocazione	5.01
Turnover demografico	0.72
<i>Nuove</i>	-6.38
<i>Uscite</i>	7.10
Totale al netto di eventi	9.59
Eventi di trasformazione	7.06
Totale	16.65

Rispetto a questa dinamica complessiva, si può valutare la diversa ampiezza di crescita e la diversa composizione dei contributi con riferimento a diversi livelli territoriali (Tavola 5 e Figure 7 e 8).

Tavola 5 - Scomposizione della crescita del fatturato per addetto per regione - Anni 1999-2005
(valori percentuali)

	Effetto intra- imprese	Effetto riallocazione	Turnover demografico	Nuove	Uscite	Totale al netto di eventi	Eventi di trasforma- zione	Totale
AREA GEOGRAFICA								
Nord-ovest	3.5	4.6	0.0	-6.1	6.2	8.2	9.6	17.8
Nord-est	5.8	5.2	1.6	-4.4	6.0	12.6	5.0	17.6
Centro	3.5	6.8	1.5	-5.8	7.3	11.8	11.6	23.4
Mezzogiorno	2.3	4.2	1.5	-6.4	7.9	8.0	0.2	8.2
REGIONI								
Piemonte	2.9	2.7	1.5	-5.5	7.0	7.0	9.4	16.4
Valle d'Aosta	3.3	2.8	3.8	-2.6	6.3	9.8	13.6	23.4
Lombardia	3.7	5.1	-0.9	-6.3	5.4	7.9	8.3	16.2
Trentino-Alto Adige	7.9	1.0	2.0	-3.2	5.2	10.9	-0.7	10.1
Friuli-Venezia Giulia	6.1	7.4	1.9	-4.7	6.6	15.4	5.1	20.5
Veneto	1.7	5.9	0.6	-5.1	5.7	8.2	3.5	11.7
Liguria	5.5	3.9	2.7	-6.7	9.4	12.1	20.5	32.6
Emilia-Romagna	5.9	3.6	1.4	-4.3	5.7	10.9	6.3	17.3
Toscana	6.2	3.8	2.1	-5.6	7.7	12.1	5.9	18.0
Umbria	4.8	4.0	1.9	-5.8	7.7	10.7	7.3	18.0
Marche	5.0	4.2	1.4	-4.6	6.0	10.6	4.6	15.2
Lazio	1.7	9.1	0.5	-6.5	7.0	11.3	16.3	27.5
Abruzzo	7.3	4.5	2.2	-7.0	9.2	14.0	-4.1	9.9
Molise	8.5	-1.5	3.1	-6.1	9.2	10.0	3.2	13.2
Campania	1.5	6.4	1.0	-7.1	8.1	8.9	0.7	9.6
Puglia	4.9	1.8	2.4	-4.7	7.0	9.1	-4.3	4.8
Basilicata	3.9	1.4	-0.4	-9.3	8.9	4.9	-18.7	-13.8
Calabria	5.2	1.2	1.8	-5.8	7.6	8.2	1.2	9.4
Sicilia	-2.5	4.4	2.5	-5.5	7.9	4.3	10.0	14.3
Sardegna	0.2	5.1	-1.8	-7.8	6.0	3.4	1.4	4.8
Italia	3.9	5.0	0.7	-6.4	7.1	9.6	7.1	16.6

Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

Nelle regioni del Centro si registra la crescita di produttività nominale relativamente più alta (11,6 per cento in più di produttività nominale in 6 anni). In queste regioni, peraltro, è più alto anche l'effetto di riallocazione (+6,8 per cento), mentre è al di sotto della media nazionale il contributo di crescita individuale (+3,5 per cento).

Nelle regioni del Nord-est il contributo *within* è più alto, a testimonianza della crescita in termini di efficienza di queste imprese. In particolare nel Trentino (quasi 8 per cento in più) e nel Friuli (+6,1 per cento).

L'analisi, che procede in modo sempre più disaggregato, permette di evidenziare le eterogeneità di comportamento a livello territoriale sottese alle medie delle ripartizioni geografiche e delle regioni. Infatti, nel Nord-est, dove si registrano nel complesso buone performance, si segnalano anche la modesta crescita *within* (1,7) e il basso contributo del turnover demografico (0,6) del Veneto; l'effetto di riallocazione piuttosto contenuto nel Trentino Alto Adige (appena 1 per cento di crescita). A livello di sistema locale del lavoro (Figura 7a) nel Veneto si contano 6 sistemi locali del lavoro con effetti *within* negativi (individuabili sulla mappa grazie al colore più chiaro) intorno a Verona e in alcuni sistemi dell'area cadorina. Nel Trentino sono ben 8 i sistemi locali con effetto *between* negativo

(Figura 7b) segno che alla maggiore crescita di efficienza non si è associata un'espansione dimensionale o sui mercati delle realtà produttive locali.

Sempre nel Nord, particolarmente alto è il contributo del turnover demografico in Valle d'Aosta e, più nel dettaglio, nel sistema locale di Courmayeur (3,8), dove è particolarmente alto il contributo delle nuove imprese (Figura 8a); in Liguria (2,7), invece, è più alto il contributo positivo delle imprese che escono dai mercati (Figura 8b). Anche in Piemonte il contributo positivo delle imprese che escono dai mercati è più alto, dove rappresenta, insieme agli eventi di trasformazione, quello più importante, essendo meno rilevanti gli effetti *intra* e *tra* imprese. La regione che presenta il maggior numero di sistemi locali con contributi positivi delle nuove imprese è quella del Trentino Alto Adige. Peraltro, in tutta l'area del Nord-est, è relativamente meno importante, come si può osservare nella figura 8b, l'effetto positivo alla crescita dato dall'uscita dai mercati delle imprese più inefficienti, segno di una presenza di realtà produttive più dinamiche.

Le regioni del Centro che, come accennato, si distinguono per la presenza di un rilevante effetto crescita non imputabile alle singole imprese, ma derivante da operazioni di trasformazione giuridico-organizzativa, si distinguono anche per effetti di riallocazione molto positivi, specialmente nel Lazio (9 su 27 per cento di crescita) e nelle aree produttive di Roma (10 su 32) e Montalto di Castro (9 su 17).

I contributi di crescita di efficienza, a parità di dimensione aziendale (contributo *within*) sono, tuttavia, importanti e ben al di sopra della media nazionale nei sistemi locali interni della Toscana (come ad esempio l'area urbana di Siena, quella di Pitigliano e il sistema di Montevarchi specializzato nelle calzature) e in alcuni delle Marche (tra cui quello di Monte San Pietrangeli specializzato nelle produzioni di pelli e cuoio).

Il contributo del turnover demografico è più alto, tra quelli del Centro, nei sistemi locali dell'Umbria e della Toscana, in entrambi i casi in media tale contributo raggiunge circa i 2 punti rispetto ai 18 di crescita complessiva.

Le regioni del Sud, caratterizzate da livelli più bassi di crescita, presentano tuttavia un discreto contributo del turnover demografico (1,5 rispetto a 8 punti di crescita) dovuto essenzialmente al verificarsi di meccanismi di selezione dei mercati (uscita di imprese inefficienti). In particolare, in Campania (Figura 8b) troviamo il maggior numero di sistemi locali con contributi alti alla crescita dovuti alle imprese che fuoriescono dai mercati (come ad es. nel sistema di San Marco dei Cavoti dove il 20 circa del 51 per cento di crescita è dovuto alla cessazione di imprese poco efficienti). Sempre in Campania è alto anche l'effetto di riallocazione, segno della presenza di operazioni di riorganizzazioni, ma risulta molto al disotto della media italiana l'effetto crescita individuale (1,5 rispetto al 3,9 di crescita nominale).

La crescita più bassa, a livello di contributo *within*, si registra nei sistemi locali delle isole (0,2 in Sardegna e -2,5 in Sicilia). Mentre in Sicilia si registra una crescita complessiva di poco al di sotto della media nazionale, per gli effetti positivi sia del turnover demografico (in particolare nel sistema locale di Gela), che degli eventi di trasformazione (in particolare nel sistema locale di Siracusa), in Sardegna risulta negativo anche il contributo delle imprese nuove più di quelle cessate (Figura 8b) e al di sotto della media nazionale quello degli eventi di trasformazione con un crescita nominale complessiva del 4,8 per cento.

La Basilicata è l'unica regione che presenta una diminuzione del fatturato per addetto. Tale performance negativa è dovuta essenzialmente alla presenza di un contributo

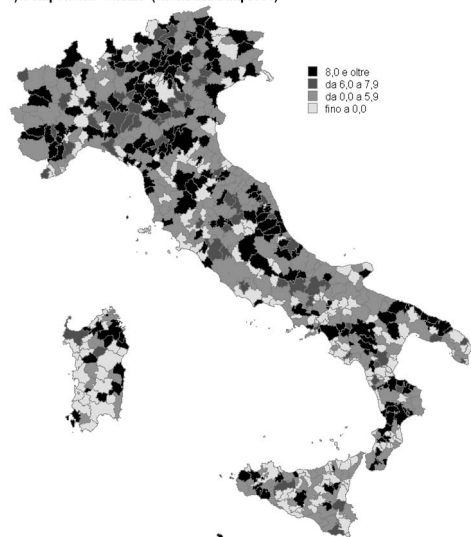
fortemente negativo degli eventi di trasformazione che si concentrano nelle aree locali di Melfi (-29 per cento), specializzato nella produzione di mezzi di trasporto e di Brienza (-11 per cento) senza particolari specializzazioni. Risulta, invece, in linea con la media nazionale il contributo di crescita individuale (effetto *within*).

I sistemi locali del Molise (tra cui Santa Croce di Magliano) e dell'Abruzzo (tra cui Popoli) segnano, nel panorama dei sistemi del Mezzogiorno, le migliori performance di crescita in termini di efficienza delle imprese (effetti *within*), con ottime eccezioni anche in Puglia (Monopoli e Ostuni), in Calabria (Mormanno ed altri), come pure nella stessa Basilicata (Marsicovetere) (Figura 8a). Quasi tutti senza particolari specializzazioni produttive.

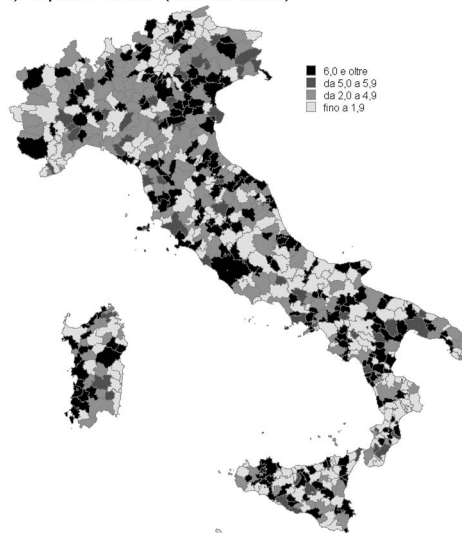
Nel complesso, nei sistemi di queste regioni risulta alto il contributo del turnover demografico (ad eccezione, come già accennato, di Sardegna e Basilicata). In particolare nel Molise (il più alto dopo quello della Valle d'Aosta), in Sicilia (2,5 per cento) e in Puglia dove è pari al 2,4 rispetto al 4,8 di crescita complessiva, per effetto sia delle nuove (in particolare nei sistemi del nord della Puglia), che delle cessate (in particolare in quelli del sud della regione).

Figura 7 - Scomposizione della crescita del fatturato per addetto per sistema locale del lavoro - Contributi delle imprese sempre attive - Anni 1999-2005

a) Componente "within" (effetto intra-imprese)

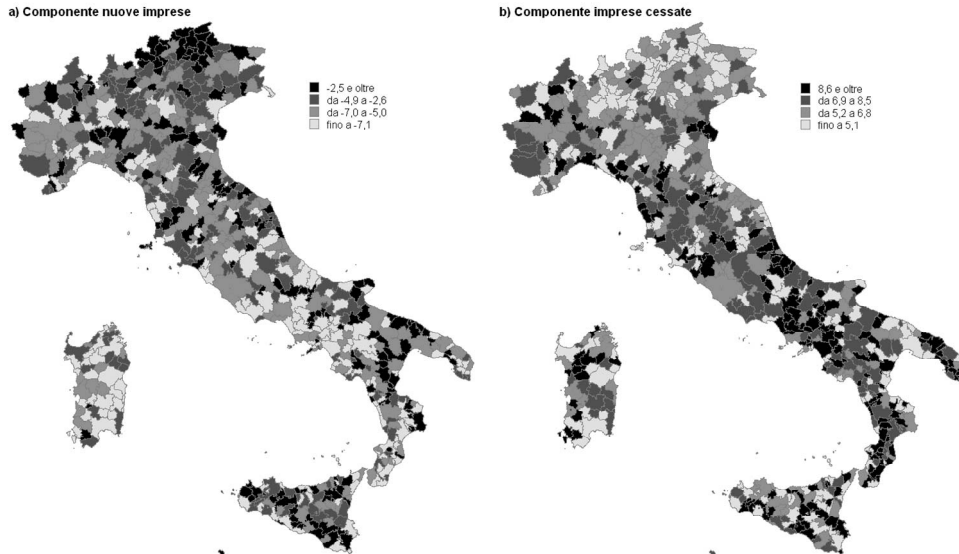


b) Componente "between" (effetto riallocazione)



Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

Figura 8 - Scomposizione della crescita del fatturato per addetto per sistema locale del lavoro - Contributo del turnover demografico delle imprese. Anni 1999-2005



Fonte: Istat, Registro Statistico delle Imprese Attive

4. Conclusioni

Le analisi presentate hanno confermato una sostanziale debolezza del sistema produttivo meridionale, caratterizzato da una minore diffusione di attività imprenditoriali e da livelli degli indicatori di performance nettamente inferiori a quelli delle altre aree del paese. Un'altra importante differenza strutturale tra macroaree del paese è stata individuata nel diverso livello di turnover demografico d'impresa: esso si presenta assai più elevato nel Mezzogiorno, in parte dovuto ad un effetto di composizione settoriale, con tassi di natalità e di mortalità superiori all'8 per cento, e si riduce man mano che ci si sposta verso Nord, raggiungendo livelli minimi nel Nord-est. La popolazione di imprese del Mezzogiorno risulta, dunque, caratterizzata da una maggiore intensità di flussi da cui ne scaturisce un tasso di sopravvivenza a 5 anni delle nuove imprese inferiore a quello delle altre aree.

Tuttavia, nella prima metà di questo decennio la numerosità delle imprese e soprattutto dei loro addetti è aumentata in misura considerevolmente superiore nelle regioni del Mezzogiorno, definendo nel complesso un'espansione del settore privato, cui però non ha corrisposto una dinamica relativamente elevata del fatturato. Come conseguenza il fatturato per addetto (assunto come *proxy* di produttività) è cresciuto meno nel Mezzogiorno rispetto al Nord e soprattutto al Centro.

Per cercare di indagare meglio le caratteristiche della dinamica produttiva, è stata scomposta, fino a livello di sistema locale del lavoro, la variazione del fatturato per addetto, nel periodo dal 1999 al 2005, distinguendo tra la parte dovuta alle dinamiche di crescita di efficienza (*within*) o di riallocazione delle quote occupazionali (*between*) delle imprese sempre attive e la parte attribuibile all'ingresso di nuove imprese, alla loro attività nei primi

anni e all'uscita delle imprese dal mercato (turnover demografico); isolandole dalla componente relativa ad eventi di trasformazioni giuridiche e/o organizzative (nel qual caso anche l'indicatore utilizzato potrebbe essere non idoneo a spiegare il fenomeno analizzato).

In generale prevale l'effetto di riallocazione rispetto a quello di crescita di efficienza (5 rispetto a 3,9 per cento) confermando le peculiarità della crescita economica italiana che nell'ultimo decennio è stata caratterizzata da un elevato contenuto occupazionale, piuttosto che da guadagni di efficienza (si veda ad esempio Istat, 2008b). Il contributo del turnover demografico è residuale e contribuisce solo in minima parte alla crescita totale del sistema.

L'entità di questi effetti varia sensibilmente tra aree territoriali. Nelle regioni del Centro, caratterizzate da crescita di produttività più alta, riveste un ruolo importante l'effetto di riallocazione e non da meno la componente degli eventi di trasformazione, mentre il contributo di crescita individuale (contributo *within*) è al di sotto della media nazionale. Ad eccezione di alcuni sistemi locali soprattutto della Toscana e delle Marche. All'opposto il contributo *within*, ossia di guadagno di efficienza, è più alto nelle aree del Nord-est, tranne in alcune aree locali del Veneto. In questa macroarea si riscontra un effetto relativamente meno importante dell'uscita dai mercati delle imprese più inefficienti, a testimonianza di una presenza di realtà produttive più dinamiche, mentre è relativamente più importante il contributo delle nuove imprese, in particolare in alcuni sistemi locali del Trentino-Alto Adige.

Nei sistemi locali del Nord-ovest si osserva un elevato contributo del turnover demografico grazie all'ingresso di nuove imprese relativamente più efficienti nei sistemi locali della Valle d'Aosta e all'uscita di imprese più inefficienti in alcuni sistemi locali della Liguria e del Piemonte. In quest'ultima regione è, però, piuttosto debole la performance delle imprese sempre attive.

Per quanto concerne i sistemi locali del Nord-est, si apprezza maggiormente il ruolo positivo del turnover demografico sulla variazione della produttività, che risulta il più alto tra quelli osservati, se si considera che negli stessi sistemi locali si registrano divari positivi maggiori tra natalità e mortalità. Difatti qui il contributo delle nuove imprese è relativamente più alto rispetto alle altre aree territoriali.

I sistemi locali del Mezzogiorno, caratterizzati da livelli più bassi di crescita, presentano discreti contributi del turnover demografico (1,5 rispetto a 8 punti di crescita) dovuti essenzialmente al verificarsi di meccanismi di selezione dei mercati (uscita di imprese inefficienti). È invece ancora più deludente, nel complesso, la dinamica individuale d'impresa in particolar modo in alcuni sistemi locali delle isole. Si segnalano, in ogni caso, alcune aree produttive con ottime performance di crescita in termini di efficienza.

Riferimenti bibliografici

- Audretsch D.B. (1995), "Innovation, survival and growth", *International Journal of Industrial Organization*, 13, pp. 441-457.
- Bartelsman E., Scarpetta S. e Schivardi F. (2003), "Comparative Analysis of Firm Demographics and Survival: Micro-Level Evidence for OECD Countries", *OECD Economic Department Working Papers* n. 348.
- Baldwin J.R., Gorecki P.K. (1991), "Entry, Exit, and Productivity Growth", in: P.A. Geroski and J. Schwalbach (eds), *Entry and Market Contestability: An International Comparison*, Blackwell, Oxford.
- Barnes M., Haskel J. and Maliranta M. (2002), "The Sources of Productivity Growth: Micro-Level Evidence for the OECD", mimeo.
- Becchetti L., De Panizza A. e Oropallo F. (2007), "Role of Industrial District Externalities in Export and Value-added Performance: Evidence from the Population of Italian Firms", *Regional Studies*, 41:5, 601 – 621.
- Bottazzi G., Dosi G., Fagiolo G. e Secchi A. (2004) "Sectoral and Geographical Specificities in the Spatial Structure of Economic Activities", *Sant'Anna School for Advanced Studies Working Papers*, Pisa, Italy October 2004.
- Capello(2004), *Economia Regionale*, Il Mulino.
- Eurostat (1995), *Recommendation Manual: Business Register*, Doc.Eurostat/D3/REP/2rev8
- Eurostat, OECD (2007), *Manual on Business Demography Statistics*.
- Foster L., Haltiwanger J.C. e Krizan C.J. (1998), "Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence", *NBER Working paper* n. 6803.
- Fujita M., Krugman P. (2004), "The new economic geography: past, present, future". *Papers in regional science*, 83:139-164.
- Griliches Z., Regev H. (1995), "Productivity and Firm Turnover in Israeli Industry: 1979-1988", *Journal of Econometrics*, vol. 65, no. 1, pp.175-203.
- Hall B.H., Lotti F. e Mairesse J. (2007), "Employment, innovation and productivity: Evidence from Italian microdata", *Temi di Discussione*, Banca d'Italia, n. 622.
- Hopenhayn H.A. (1992), "Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium", *Econometrica*, vol. 60(5), pages 1127-50, September.
- Istat (2007a), Struttura e dimensione delle imprese. Anno 2005, *Statistiche in breve*, Roma.
- Istat (2007b), Struttura e competitività del sistema delle imprese industriali e dei servizi. Anno 2005, *Statistiche in breve*, Roma.
- Istat (2007c), *La demografia di impresa*. Anno 2005, Roma.
- Istat (2008a), *Struttura e dimensioni delle unità locali delle imprese*, Anno 2005, Roma.
- Istat (2008b), "Evoluzione dei sistemi territoriali" Capitolo 3, *Rapporto Annuale 2007*, Roma.
- Istat (2009), "Economia e territorio nei sistemi locali", Capitolo 3, *Rapporto Annuale 2008*, Roma.

- Realfonzo R., Vita C. (2006) “Sviluppo dualistico e mezzogiorni d’Europa. Verso nuove interpretazioni dei divari regionali in Europa e in Italia” *Collana: Economia – Ricerche*, F. Angeli.
- Scarpetta S., Hemmings P., Tressel T. e Woo J. (2002), “The Role of Policy and Institutions for Productivity and Firm Dynamics: Evidence from Micro and Industry Data”, *OECD Economic Department Working Papers* n. 329.
- Siegfried J.J., Evans L.B. (1994), “Empirical Studies of Entry and Exit: A Survey of the Evidence”, *Review of Industrial Organization* 9(2), pp. 121-155.

Spazio rurale e *Land use quality*: una proposta per un sistema di indicatori a scala comunale in Italia¹

Luca Salvati², Marco Zitti³, Luigi Perini⁴

Sommario

L'obiettivo di questo lavoro è proporre un sistema di indicatori agro-ambientali che possano contribuire, anche indirettamente, ad un modello di studio della land use quality e, indirettamente, della sensibilità al degrado delle terre nel bacino del Mediterraneo. Sono stati identificati, in totale, 32 indicatori successivamente inseriti in un modello ESA (Environmentally Sensitive Area) in grado di definire e quantificare il contributo dell'agricoltura al livello di qualità delle terre e ai processi di degrado dei suoli. Tale sistema di indicatori è stato applicato, a scala comunale, nella regione Lazio come caso di studio. I risultati del modello consentono di discutere nel dettaglio il contributo degli indicatori agro-ambientali allo studio del fenomeno della land degradation, con particolare riferimento all'Europa Mediterranea.

Abstract

Land degradation is a global problem which involves different climatic, soil, vegetation, agricultural and population conditions. Originally attributed to the most arid regions of the world, desertification risk has been rapidly increased also in temperate regions. In Mediterranean Europe, high human pressure, climatic changes, and the intense agricultural development combine to produce land consumption, a key factors to start desertification processes. Unfortunately, the effect of agriculture on land degradation was poorly considered as far as the agro-environmental indicators are concerned. The aim of this paper is to design a system of environmental indicators contributing to improve a simplified model of land use quality assessment especially focusing on landscape, farm management, and the impact of the agricultural practices on soil quality. Thirty-two indicators were included in a Environmentally Sensitive Area (ESA) scheme in order to define the contribution of the agriculture to land use quality in Latium, central Italy. Finally, we discussed on the use of agro-environmental indicators as a tool to quantify the agricultural impact on the environment as an original contribution to the study of land degradation.

Parole chiave: Indicatori agro-ambientali, Modello ESA, *land use quality*, Europa Mediterranea.

¹ Una valutazione, parziale e preliminare, dei temi contenuti in questo contributo è stata presentata nei lavori di Salvati e Zitti (2005) e Ceccarelli et al. (2006). Gli autori ringraziano i colleghi ISTAT, CRA-CMA ed ISPRA per le proficue discussioni sugli indicatori agro-ambientali e sul monitoraggio della desertificazione tramite sistemi GIS ed, in particolare: S. Tersigni, S. Ramberti, M. Ballin, M. Greco, A. Macri, G. Bellini, A. Pallotti, V. Rondinelli, F. Crescenzi, T. Ceccarelli e M. Munafò. Un ringraziamento particolare va attribuito a M. Carlucci, R. Gemmiti e G. Caneva per il sostegno durante le ultime fasi della ricerca. Si ringrazia, infine, un *referee* anonimo che ha fornito numerosi suggerimenti risultati particolarmente utili nella revisione del manoscritto.

² Ricercatore (Istat), e-mail: lsalvati@istat.it

³ Assegnista di ricerca (Cra-Cma), e-mail: mzzitti@ucea.it

⁴ Ricercatore (Cra-Cma), e-mail: luigi.perini@entecra.it

1. Introduzione

La sostenibilità dei processi produttivi in agricoltura appare oggi un importante argomento di ricerca multidisciplinare, che investe competenze trasversali nei campi economici, sociali, demografici, geologici, geografici e biologici, oltre che in quello più tipicamente agronomico-forestale (Rubio e Bochet 1998). Le pressioni ambientali derivanti dall'agricoltura vengono considerate come predisponenti alcuni processi di degrado territoriale e, più in generale, possono innescare meccanismi di riduzione del potenziale biologico dei suoli, impoverendo l'ecosistema naturale e riducendone, almeno in parte, la biodiversità (Conacher 2000). Questo processo, attualmente in atto – seppure sotto forme molto diverse – in tutti gli agro-ecosistemi a livello globale, è particolarmente sentito in contesti ad elevata vocazione agricola, in cui le condizioni ambientali possono contribuire a produrre limitazioni parziali della produttività della terra (Basso et al. 2000). Questi processi, seppure reversibili, rappresentano importanti vincoli alla piena utilizzazione economica della risorsa edafica (Gagliardo 2004).

Una delle regioni più significative, da questo punto di vista, è proprio quella del bacino Mediterraneo dove, ad una vocazione tradizionale del territorio verso il settore primario, si associano un'elevata pressione demografica, tutt'ora in crescita in alcuni ambiti geografici, uno sviluppo economico talvolta poco integrato con le risorse ambientali e la loro conservazione, e condizioni bio-fisiche spesso non ottimali ai fini agronomici, quali l'aridità climatica e la bassa qualità pedologica dei suoli, tipiche di alcune aree di entrambe le sponde del bacino (Conacher & Sala 1998). In queste zone, la riduzione della produttività della terra innesca, a sua volta, fenomeni di degrado che coinvolgono aspetti fisici, biologici ed economici dell'ecosistema (Thornes & Brandt 1995).

La Comunità Europea ha risposto a questo fenomeno ambientale attraverso una strategia a tutto campo, in grado di cogliere le diverse dotazioni di capitale naturale nonché i principali processi chimico-fisici e biologici alla base del degrado dei suoli. Dal punto di vista del monitoraggio, è disponibile un'ampia base dati sulle caratteristiche dei suoli, che copre l'intero territorio Europeo ad una scala di forte dettaglio spaziale. Il Joint Research Centre di Ispra, è fortemente impegnato nella quantificazione e nella mappatura dei cinque principali processi di degrado ritenuti alla base del fenomeno della possibile desertificazione del Mediterraneo: si tratta della compattazione dei suoli, erosione (per l'azione di agenti fisici quali l'acqua ed il vento, salinizzazione, impermeabilizzazione dovuta alla cementificazione e inquinamento, da fonti sia puntuali che diffuse⁵ (European Environmental Agency 2000).

Dalla letteratura più recente si evince chiaramente che i fattori di contesto che incidono maggiormente sui processi di degrado dei suoli sono rappresentati sia dai cambiamenti climatici sia dalle attività antropiche che determinano impatti negativi sull'ambiente (Rubio & Recatalà 2006). Queste ultime sono la diretta conseguenza di uno sfruttamento non razionale delle risorse naturali, che determina il loro esaurimento, innescando processi talvolta irreversibili e favorendo l'abbandono delle aree non più produttive. Le stesse aree, a causa dei fenomeni di degrado ambientale, assumono spesso la connotazione di aree svantaggiate in termini economici e sociali (Quaranta & Salvia 2005).

⁵ A tal fine si consultino i siti internet dell'Agenzia Europea dell'Ambiente (www.eea.europa.eu) e dell'European Soil Bureau del Joint Research Center di Ispra (www.eusoils.jrc.ec.europa.eu).

L'analisi del degrado delle terre, pertanto, non può essere scissa da una più generale valutazione, economica ed ambientale, della qualità delle terre agricole. Il concetto di *Land Use Quality*, per quanto complesso almeno quanto quello di *Land Degradation*, viene ad essere centrale nel sistema di analisi messo a punto dall'Agenzia Europea dell'Ambiente (EEA) e dal Centro Comune di Ricerca (JRC). Tale concetto si riferisce propriamente alla valutazione quantitativa della qualità di un territorio in termini climatici, pedologici, vegetazionali ed agronomici per quanto riguarda l'attitudine all'agricoltura. Tale concetto può essere compiutamente riferito agli approcci di più ampio respiro rappresentati dalle pubblicazioni dell'OECD, della FAO, dell'Agenzia Europea dell'Ambiente, del Joint Research Centre della Comunità Europea e di Eurostat⁶.

Nell'Europa meridionale, il contributo della statistica ufficiale in questo settore è rappresentato prevalentemente dalla produzione di statistiche agricole, a carattere estimativo, con varia coerenza spazio-temporale, che contribuiscono a delineare alcune importanti caratteristiche agronomiche dello spazio rurale. Taluni tentativi, particolarmente pregevoli, sono stati condotti nell'ambito di svariati progetti di ricerca sui temi della desertificazione⁷. Ciononostante, riteniamo che ad oggi non sia ancora completamente disponibile un approccio empirico, basato sull'analisi comparativa ed, eventualmente, diacronica, di casi studio a carattere regionale e/o nazionale, che utilizzi o valorizzi *set* di indicatori tematici di fonte statistica sull'agricoltura e sulle tematiche agro-ambientali (e.g. Salvati 2010). Tale sistema dovrebbe fornire, attraverso opportune aggregazioni statistiche, un indicatore sintetico di *land use quality* inteso come proxy dei più complessi fenomeni di *land degradation* (Salvati & Zitti 2009). Si ritiene che un tale indicatore possa essere integrato, dal punto di vista agronomico e socio-economico, con altri indicatori tematici di vulnerabilità, al fine di condurre, anche tramite le usuali procedure di stima che già considerano, piuttosto esaustivamente, gli aspetti bio-fisici del territorio, alla formulazione di un indice sintetico di vulnerabilità delle terre⁸.

In altre parole, è opportuno individuare nuovi indicatori tematici, che non vadano a sostituirsi alle procedure già disponibili e testate sul campo, ma che possano ad esse affiancarsi, anche attraverso procedure statistiche di sintesi, per meglio esplorare un tematismo che riteniamo avere un ruolo rilevante nei processi di desertificazione del Mediterraneo e che necessita, negli attuali modelli di stima del rischio, di generalizzazioni e sistematizzazioni ulteriori. In questa direzione, il patrimonio informativo fornito dalla statistica ufficiale, soprattutto ma non solo per quanto attiene ai censimenti generali dell'agricoltura, della popolazione e, in minima parte, dell'industria, può risultare foriero di indicazioni e di dati particolarmente rilevanti per essere integrato con altri approcci.

In quest'ottica, il presente studio intende giungere ad un sistema di indicatori, di immediata formulazione empirica e facilmente accessibili a livello nazionale e regionale, che si adattino ad esigenze di analisi diacronica nonché a valutazioni, a risoluzione

⁶ Si considerino anche le *review* di Walpole et al. (1996) e Dumanski & Pieri (2000).

⁷ Si consultino, a mero titolo di esempio, i materiali prodotti nei progetti Medalus, DesertLinks, DesertWatch, Desurvey e Medaction (Brandt et al. 2003). Al riguardo, un'ottima *review* è anche quella pubblicata da Wilson & Juntti (2005).

⁸ Ci si riferisce qui, a mero titolo di esempio, all'indice sintetico ESAI derivante dall'applicazione della procedura denominata 'Environmentally Sensitive Area' (Basso et al. 2000), la procedura che, a tutt'oggi, appare come un possibile standard per la valutazione quantitativa della vulnerabilità alla desertificazione nel bacino del Mediterraneo (si consulti il contributo di Salvati et al. (2010) per una revisione critica sull'argomento).

geografica anche di medio/forte dettaglio, sulla sostenibilità dei sistemi agricoli e sul loro impatto sulla qualità delle terre (Johnson & Lewis 2007). Tale sforzo può fornire indirettamente un contributo alle *policy* per la conservazione delle risorse edafiche e la mitigazione dei processi di degrado delle terre, tipici del bacino Mediterraneo (Quaranta & Salvia 2005). Si ritiene, infatti, che un siffatto approccio sia in grado di affiancarsi, con successo, alle procedure standard di stima della vulnerabilità ambientale (quali la procedura ESA) nonché alle più sofisticate tecniche di telerilevamento e di rilevamento da campo, soprattutto di natura pedologica, vegetazionale e sociologica, al fine di ottenere un quadro esaustivo e territoriale di sintesi, delle complesse interazioni che intercorrono negli agro-ecosistemi fra la sfera bio-geo-fisica e la componente antropica e produttiva (Salvati et al. 2010) in termini di *land use quality*.

In base a questa riflessione sono stati messi in evidenza, per le finalità specifiche dello studio, svariati fattori di pressione ambientale strettamente derivanti dall'attività agricola, trascurando alcuni fattori ecologici che sono solo indirettamente legati all'agricoltura e già considerati in altre aree tematiche dalla letteratura recente sul rischio di desertificazione e soprattutto dal modello ESA (quali, ad esempio, l'erosione dei suoli, il rischio di salinizzazione, gli episodi di siccità, la copertura vegetazionale e sua qualità, la superficie boscata percorsa dal fuoco). L'obiettivo finale del contributo è quindi quello di formulare un indice sintetico di *land use quality*. Tale valutazione viene condotta in riferimento alla sensibilità degli agro-ecosistemi al degrado delle terre: l'agricoltura viene quindi considerata sia come fattore (indiretto) di pressione ambientale sui suoli sia come elemento mitigante dei processi che possono innescare il rischio di desertificazione (Tanrivermis 2003). La procedura sviluppata può essere considerata come prototipale, in quanto applicata ad ad una scala regionale con una risoluzione spaziale comunale.

La scelta della scala comunale consente di valorizzare l'aspetto geografico dell'informazione statistica consentendo di lavorare ad una buona risoluzione spaziale e su periodi storici sufficientemente lunghi. Utilizzando il dominio spaziale comunale è possibile poi riaggregare i risultati delle analisi, gli indicatori e gli indici sintetici per livelli territoriali superiori sia dal punto di vista amministrativo (regioni agrarie, sistemi locali del lavoro, province, regioni, ripartizioni) sia dal punto di vista ambientale (bacini idrografici, ambiti omogenei dei piani paesistici, fasce altimetriche). Da notare come lo stesso prototipo può essere esteso all'intero territorio nazionale anche attraverso l'uso di domini spaziali di ancora maggiore dettaglio, in funzione della disponibilità delle informazioni elementari.

2. Lo stato dell'arte e le ipotesi generali

Le problematiche ambientali comuni a gran parte dell'agricoltura italiana sono legate, da un lato, alla progressiva concentrazione e specializzazione dei sistemi produttivi rurali e, dall'altro, alla marginalizzazione delle aree meno idonee all'uso agricolo. Il paesaggio rurale alterna zone ad elevata intensità produttiva con vasti ambiti agricoli e forestali al limite dell'abbandono (Grillotti di Giacomo 2000). La possibilità di riequilibrare un sistema che si ritiene non sempre sostenibile da un punto di vista ambientale, è legata alla capacità di adottare sistemi produttivi eco-compatibili nelle aree intensive nonché alla possibilità di rendere più convenienti economicamente le produzioni agricole nelle aree marginali.

Prendendo a spunto recenti studi sulla sostenibilità dei sistemi agricoli italiani (Trisorio 2005), si intende qui valutare la rilevanza delle diverse dimensioni economiche, sociali ed

ambientali nella determinazione del livello di *land use quality*. Nella prima dimensione si individuano, come significativi, l'uso efficiente delle risorse e la vitalità del settore agricolo, nonché il contributo del settore primario alla conservazione delle aree rurali. La dimensione sociale fa specifico riferimento al capitale umano ed alle sue caratteristiche. La dimensione ambientale evidenzia, infine, i meccanismi di gestione e di conservazione delle risorse naturali, in termini di paesaggio, risorse idriche e suolo (Salvati 2010).

3. Il framework di riferimento

L'insieme delle pressioni ambientali in agricoltura e la valutazione della sostenibilità delle pratiche agricole possono essere inquadrati, a livello teorico, nell'ambito dello schema PSR/DPSIR. Il modello "Pressione-Stato-Risposta - PSR", originariamente sviluppato dall'OECD, è stato applicato in numerosi studi internazionali e nazionali, consentendo la messa in evidenza la sequenza causale fra pressioni antropiche, impatti sull'ambiente e risposte atte a mitigare gli stessi impatti (OECD 2005). Il modello PSR è stato successivamente rivisto attraverso il *framework* "Driving forces, Pressioni, Stato, Impatti e Risposte" (DPSIR) che costituisce il quadro di riferimento dell'Agenzia Ambientale Europea per il *reporting* di tutte le problematiche a carattere ambientale (European Environmental Agency 1995).

Lo schema DPSIR è stato diffusamente adottato come modello interpretativo per un gran numero di processi (e.g. ANPA 2000), attraverso un approccio generale che prevede alcuni elementi comuni: (i) i determinanti, ovvero i fattori di traino che innescano le problematiche ambientali (si tratta di attività riferibili all'azione dell'uomo; in generale, fra le *'driving forces'* possiamo annoverare la crescita demografica e lo sviluppo di attività quali agricoltura, turismo, industria); (ii) gli elementi di "Pressione", "Stato" ed "Impatti", che rappresentano il comportamento dei sistemi ambientali (naturali e agricoli) con tutte le interazioni oggi conosciute⁹; (iii) le risposte intese come azioni riferibili ad interventi dell'uomo, quali politiche o misure di contrasto diretto o indiretto a fenomeni di degrado ambientale (ad esempio, la politica agricola comune, i vincoli paesaggistici, le convenzioni sulla desertificazione, etc.).

In teoria, il *framework* DPSIR vuole mettere in evidenza le connessioni causa-effetto proprie di una certa problematica ambientale, valutando in modo dinamico l'impatto delle *'driving forces'* sui sistemi considerati in funzione della loro sensibilità e capacità di adattamento e risposta. DPSIR rappresenta, pertanto, un riferimento interpretativo, non una metodologia in senso stretto per la messa a punto di indici e procedure di valutazione (e.g. Gisladottir & Stocking 2005).

Nell'ambito di alcuni progetti di ricerca internazionali è stata messa a punto una metodologia per l'identificazione di indici sintetici in grado di individuare le aree vulnerabili al rischio di desertificazione (Environmentally Sensitive Areas, ESA). Questa

⁹ Le pressioni sono gli effetti diretti (e misurabili) dell'azione delle *driving forces* (ad esempio, emissioni inquinanti, urbanizzazione, deforestazione). Lo stato dell'ambiente viene descritto dalle variabili che, misurando lo stato e la qualità del territorio in senso lato, delineano le condizioni in cui esso versa. Infine, gli impatti sono gli effetti ultimi dell'azione delle *driving forces* sul territorio, che rendono esplicite le relazioni causa-effetto fra pressioni, stato ed impatti medesimi (ad esempio, la riduzione delle superfici coltivabili, la perdita di biodiversità, etc.).

metodologia trova oggi ampia applicazione nell'analisi dei processi di degrado delle terre e può essere considerata come uno standard di riferimento nell'analisi dei fenomeni di desertificazione (e.g., Kosmas et al. 1999, Basso et al. 2000, Salvati & Zitti 2008). Il modello ESA definisce un concetto di qualità ambientale rappresentata da diverse componenti, fra cui annoveriamo i fattori suolo, clima, e vegetazione. Per ogni componente vengono identificati un certo numero di variabili ritenute importanti nel descrivere la sostenibilità dei processi produttivi a livello agro-ecosistemico.

Dopo un'opportuna operativizzazione dei concetti, i valori riscontrati per queste variabili vengono classificati e successivamente utilizzati per calcolare indicatori di qualità specifici per ciascuna componente di interesse (Ceccarelli et al. 2006). L'insieme degli indicatori tematici viene successivamente sintetizzato per ottenere un indice complessivo, attraverso opportuna composizione algebrica. Questo indice esprime il livello di sensibilità ambientale al degrado delle terre per ciascun ambito geografico considerato.

4. Per una definizione di 'land use quality' e 'land degradation'

Il degrado delle terre è un fenomeno complesso che riduce la produttività dei suoli e che coinvolge differenti dimensioni dell'ecosistema, quali gli aspetti fisici, ecologici ed economici (Salvati & Zitti 2007). Per desertificazione si intende un processo dinamico in grado di influire sull'equilibrio degli ecosistemi provocando, in genere, una diminuzione della produttività delle risorse naturali (Gisladottir & Stocking 2005). Nella letteratura internazionale più recente c'è ampia convergenza nel definire i cambiamenti climatici e la pressione antropica come i fattori che maggiormente concorrono al degrado del territorio (Garcia Latorre et al. 2001). I fenomeni di desertificazione sono, pertanto, la diretta conseguenza di uno sfruttamento non razionale delle risorse naturali, che determina il loro esaurimento. Ciò favorisce l'abbandono delle aree non più produttive e le caratterizza come aree svantaggiate e a bassa *land use quality*. In definitiva, pur racchiudendo molteplici aspetti di natura bio-geo-fisica, il fenomeno il comportamento e la sensibilità dell'uomo nei confronti dell'ambiente che lo circonda (Salvati & Zitti 2009).

Nel bacino del Mediterraneo, le aree desertificate, generalmente legate ad ambienti aridi e semi-aridi, sono rappresentate da territori che mostrano una 'sterilità funzionale', ovvero dove l'agricoltura e la selvicoltura non sono più sostenibili né ecologicamente né economicamente (e.g. Costantini et al. 2009). Il concetto di desertificazione si accompagna, tuttavia, a quello di degrado delle terre, che comporta la riduzione della produttività biologica ed economica del suolo conseguente alla perdita di diversità che colpisce gli ecosistemi agrari irrigui e non irrigui, i pascoli, gli ambienti forestali, nonché le aree periurbane soggette ad elevata pressione antropica (Wilson & Juntti 2005).

La desertificazione è considerata, quindi, una forma severa di *land degradation* che implica la perdita irreversibile (o difficilmente reversibile) della capacità dell'ecosistema di sostenere forme produttive di agricoltura e selvicoltura ed altre attività economicamente rilevanti sul territorio (Enne & Zucca 2000). Le aree soggette a desertificazione, limitate in termini di superficie, sono spesso frammiste a zone ad elevata sensibilità ambientale e bassa *land use quality* (Rubio & Recatalà 2006). Più diffuse, per l'azione di differenti cause ambientali, appaiono le aree soggette a fenomeni di *land degradation*. Si tratta di aree dove la presenza di alcuni fattori caratteristici (quali, ad esempio, discreta copertura vegetale, clima favorevole, agricoltura tradizionale, ricorso all'irrigazione) mitiga tuttora l'avanzata

dei processi di desertificazione (Conacher 2000). Il livello di *land use quality* in tali aree può essere basso o intermedio. Quanto i fenomeni di *land degradation* siano reversibili e quanto l'agricoltura rappresenti un fattore di pressione sul territorio è una tematica fortemente sentita negli studi sulla sensibilità alla desertificazione (Grove & Rackham 1996, Kosmas et al. 1999). La definizione, ampiamente condivisa, del concetto di sensibilità rappresenta una situazione in cui il fenomeno di *land degradation* è attivo, ma il suolo non ha perso del tutto le sue potenzialità (Ceccarelli et al. 2006).

L'agricoltura è il settore produttivo maggiormente coinvolto nelle problematiche ambientali ed assume, nel bacino Mediterraneo, un duplice ruolo nei fenomeni di degrado delle terre, talvolta mitigandone l'avanzata e, più spesso, determinandone una più elevata vulnerabilità, attraverso un uso non sostenibile delle risorse naturali suolo e acqua (Salvati & Zitti 2005). Tali dinamiche incidono in modo preponderante sul livello di *land use quality* di un territorio. La progressiva concentrazione e specializzazione dei sistemi produttivi agricoli, la contestuale marginalizzazione delle aree poco idonee all'uso agricolo, il paesaggio rurale frammentato e compromesso, con alternanza di zone ad elevatissima intensità produttiva e vasti ambiti agricoli al limite dell'abbandono (Salvati et al. 2007), sono le problematiche agro-ambientali maggiormente coinvolte nel determinare la predisposizione alla desertificazione di una regione (Salvati & Zitti 2007).

5. Il modello di riferimento

Pur nell'abbondanza di studi cartografici sulla *land use quality* e sulla sensibilità alla *land degradation*, non appare ancora pienamente condiviso l'approccio per l'individuazione di tali aree (Ceccarelli et al. 2006). Diffomità anche significative vengono segnalate sulle dimensioni da considerare come maggiormente predisponenti il fenomeno, sui metodi di aggregazione degli indicatori tematici nonché sulle procedure di composizione degli indici sintetici di degrado (Rubio & Bochet 1998, Kosmas et al. 1999, Enne & Zucca 2000, Brandt et al. 2003). Tuttavia, si rileva una sufficiente convergenza internazionale nell'uso di una metodologia per l'identificazione delle aree a rischio (Environmentally Sensitive Areas, ESA) che trova applicazione anche nell'analisi dei processi di *land degradation* (Salvati et al. 2010) ESA rappresenta, pertanto, uno standard di riferimento a livello Mediterraneo e anche europeo (Kosmas et al. 1999).

Il modello ESA definisce un concetto di qualità ambientale rappresentata dalle componenti suolo, clima, vegetazione e gestione del territorio (quest'ultima limitatamente ad alcune applicazioni). Per ogni componente vengono identificati un certo numero di fattori ritenuti significativi per spiegare i processi di desertificazione (Basso et al. 2000). Ad esempio, per quanto riguarda il clima, le variabili che vengono considerate sono le precipitazioni medie annue, un indice standard di aridità e l'esposizione dei versanti. I valori riscontrati per dette variabili vengono utilizzati per calcolare un indicatore specifico per quella componente, in questo caso l'indice di qualità climatica (CQI). L'insieme degli indicatori tematici viene sintetizzato per ottenere un indice complessivo (ESAI), che esprime il livello di sensibilità alla desertificazione per le aree considerate (Brandt et al. 2003).

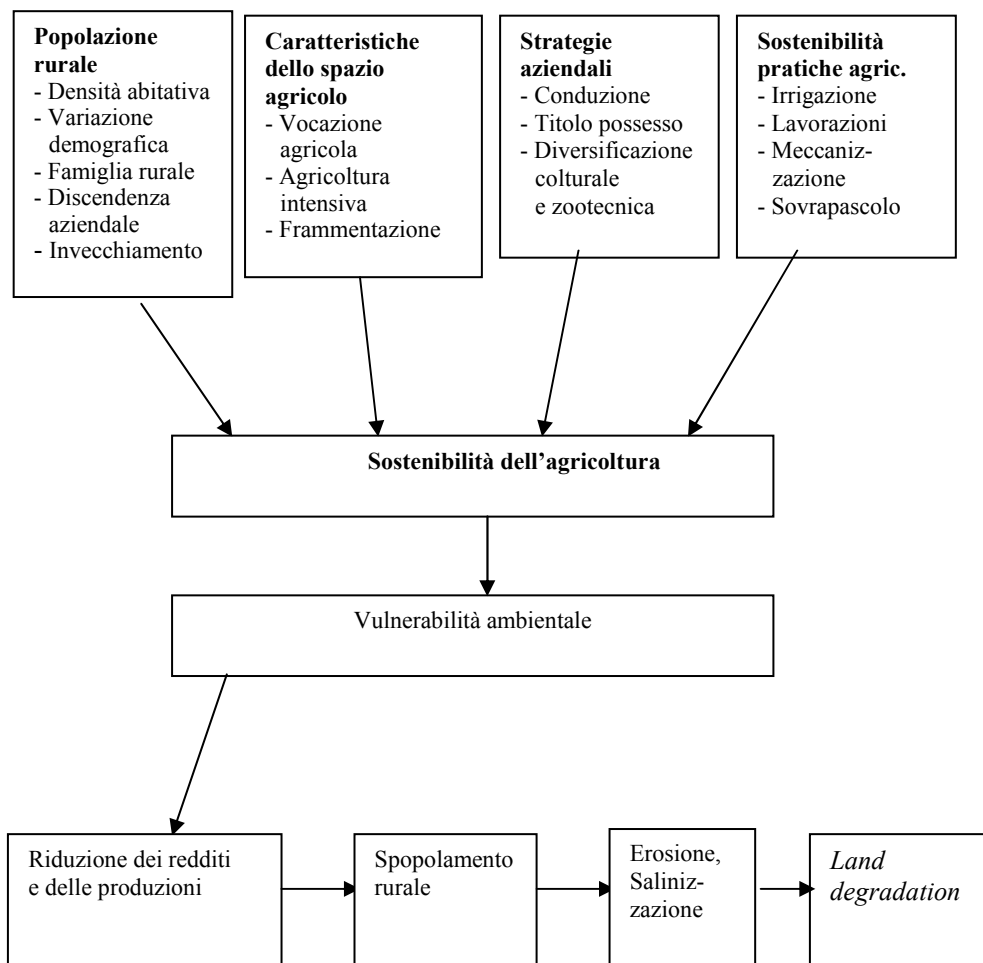
Nella procedura ESA, tuttavia, le dimensioni di interesse sociale, economico-produttivo (in particolare l'agricoltura) e demografico non hanno ricevuto una sistematizzazione paragonabile a quella raggiunta per la dimensione bio-geo-fisica (Salvati & Zitti 2005).

Sebbene tutti gli studi cartografici disponibili considerino come rilevanti l'impatto delle pratiche agricole, dell'assetto dello spazio rurale e della pressione antropica sulla sensibilità dell'agro-ecosistema ai processi di *land degradation*, ad oggi nessun contributo ha suggerito un indicatore strutturato in grado di descrivere compiutamente i fattori di pressione dell'agricoltura che possono incidere sulla sensibilità di un territorio alla desertificazione (Salvati et al. 2007).

L'obiettivo perseguito in questo lavoro è, pertanto, multiplo: *in primis*, si intende suggerire un sistema di indicatori agro-ambientali utili a definire e quantificare, tramite l'uso di una procedura di tipo ESA, il livello di *land use quality* in un determinato ambito territoriale; il secondo obiettivo è classificare il territorio in ambiti omogenei per la sensibilità ai fenomeni di *land degradation* derivante dalle attività agricole, individuando possibilmente anche le variabili agro-ambientali che maggiormente concorrono a determinare tale predisposizione. A tal fine, viene discusso se la classificazione ottenuta è coerente con indici sintetici di sensibilità 'bio-fisica' ai fenomeni di *land degradation* già disponibili in letteratura.

6. Aree tematiche prioritarie e selezione degli indicatori

Attraverso un modello logico-concettuale in grado di individuare le connessioni fra sistemi agricoli, spazio rurale e processi di degrado delle terre, i fattori che incidono sulla *land use quality* e riconducibili all'azione dell'agricoltura sono stati classificati in quattro aree tematiche (Figura 1): (i) impatto antropico e popolazione rurale, (ii) assetto territoriale e qualità del paesaggio, (iii) strategie aziendali, nonché (iv) impatto delle pratiche agricole sull'ambiente. Per ciascuna dimensione è stato identificato, in via preliminare, un insieme di obiettivi prioritari, con riferimento ai quali è stato successivamente selezionato un set di indicatori sulla base dei dati statistici attualmente disponibili. Il vincolo della disponibilità dei dati consente di verificare le potenzialità della metodologia proposta per analisi cartografiche diacroniche e a scala geografica di sufficiente dettaglio (Salvati 2010).

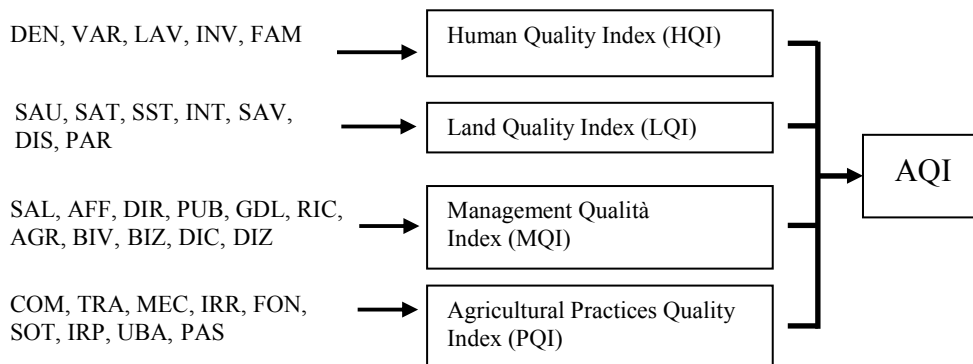
Figura 1 - Un possibile schema DPSIR applicato alla valutazione della *land quality*.

La traduzione da un approccio logico-concettuale ad un modello fisico di aggregazione delle variabili elementari e degli indicatori tematici è avvenuta attraverso *step* conoscitivi che hanno portato alla formulazione di uno schema sintetico *ESA-like*, formato da quattro indicatori parziali di qualità, in accordo con la formulazione originaria del modello (Basso et al. 2000) e con le aree tematiche precedentemente individuate (Figura 2). I quattro temi sono: (i) qualità dell'assetto demografico rurale (HQI), (ii) Qualità dell'assetto territoriale (LQI), (iii) Qualità dell'assetto aziendale (MQI) e (iv) Qualità delle pratiche agricole (PQI).

La scelta delle variabili elementari e, conseguentemente, degli indicatori tematici per descrivere ciascuna dimensione si è avvalsa di fonti differenti, in base alla letteratura disponibile sull'argomento (e.g., Brouwer et al. 1991, Enne et al. 1998, Enne & Zucca 2000, APAT 2001, Brandt 2003, Salvati & Zitti 2005, Trisorio 2005). Grande attenzione è stata posta alle indicazioni espresse in Brandt et al. (2003): i criteri formulati in questo studio hanno già stimolato, in altre sedi, la produzione di molti indicatori tematici e di indici sintetici di sensibilità ambientale a scala nazionale e regionale.

Sono state, pertanto, selezionate 32 variabili in totale, con la seguente suddivisione: HQI, 5 variabili; LQI, 7 variabili; MQI, 11 variabili e PQI, 9 variabili. Le variabili selezionate rappresentano *proxies* di fenomeni complessi, considerati come predisponenti i processi di degrado. Limitatamente ad alcuni casi, si tratta di variabili di contesto, che possono avere una relazione con i processi di degrado, e o che possono innescarli se raggiungono determinate soglie in presenza di altri fenomeni complessi.

Figura 2 - Schema di applicazione del modello ESA: rappresentazione delle quattro dimensioni della land use quality.



Tutte le variabili sono state tratte da fonti censuarie, in particolare il Censimento Generale dell'Agricoltura (2000) e, in minima parte, quello della Popolazione e delle Abitazioni (2001). In particolare, si è posta particolare attenzione alla scelta di variabili direttamente disponibili sul web o su supporto digitale per quanto riguarda gli anni più recenti (1990, 2000). Per quanto attiene alla disponibilità storica dei dati (ad esempio, 1970 e 1980) si è cercato di orientarsi su variabili potenzialmente disponibili attraverso processi di acquisizione automatica a partire dalle tavole cartacee pubblicate sugli annuari dei Censimenti generali a cura dell'Istat (per un'ulteriore riflessione sull'utilizzo dei dati di statistica ufficiale in questo campo si rimanda a Salvati et al. (2007).

Per evitare duplicazioni dell'informazione associata agli indicatori è necessario considerare variabili relativamente poco correlate fra di loro. L'assenza di correlazioni particolarmente significative è stata valutata, all'interno di ciascuna area tematica, attraverso un'analisi di correlazione fissando il coefficiente di correlazione lineare di Pearson a 0,5 come valore soglia oltre il quale le variabili ridondanti venivano eliminate dall'analisi. Un'ulteriore verifica è stata condotta attraverso l'applicazione del test non parametrico per ranghi di Spearman (Salvati & Zitti 2005).

A livello concettuale, per ogni variabile all'interno di ciascuna area tematica, è stata individuata la tipologia della relazione ed il verso presuntivamente associato al concetto di *land use quality*, nell'ottica del degrado delle terre. Tale relazione viene riportata nella Tabella 1 secondo tre simbologie differenti (+: relazione positiva, ovvero all'aumentare dei valori dell'indicatore aumenta la sensibilità al degrado; -: relazione negativa; U: relazione circolare: positiva o negativa in base a seconda del valore della variabile). È stato quindi indicato, in accordo con la letteratura disponibile, se la relazione è lineare e l'eventuale verso (positivo o negativo).

Tabella 1 - Variabili elementari ed indicatori tematici considerate nel calcolo dell'indice sintetico AQI, unità di misura e relazione concettuale con il fenomeno considerato.

Acronimo	Variabile		Unità di misura	Relazione
		<i>HQI</i>		
DEN	Densità di popolazione		Ab/km ²	-
VAR	Variazione demografica (1991 – 2001)		%	U
LAV	Lavoratori agricoli / Popolazione residente		%	+
INV	Lavoratori agricoli > 65 anni / Lavoratori agricoli totali		%	-
FAM	Ampiezza della famiglia del conduttore		Nr. unità	+
		<i>LQI</i>		
SAU	SAU media aziendale		ha	-
SAT	SAU / SAT		%	-
SST	SAU / Superficie comunale		%	-
INT	Indice di intensità agricola		%	-
SAV	Variazione della SAU (1990-2000)		%	+
DIS	Diversità assetto agricolo		Indice Shannon	+
PAR	SAU in aree protette / SAU totale		%	+
		<i>MQI</i>		
SAL	SAU condotta a salariati / SAU totale		%	-
AFF	SAU in affitto / SAU totale		%	-
PUB	SAU condotta da enti pubblici / SAU totale		%	+
DIR	Numero dirigenti / Lavoratori agricoli		%	-
GDL	Giornate di lavoro / Lavoratori agricoli		Giorni procapite	+
RIC	Sup. aree ricreative / Sup. agraria non utilizzata		%	+
AGR	Aziende agrituristiche / Aziende agricole		%	+
BIV	SAU biologica / SAU totale		%	+
BIZ	SAU aziende zootecniche biologiche / SAU totale		%	+
DIC	Diversità colturale		Indice Shannon	+
DIZ	Diversità zootecnica		Indice Shannon	+
		<i>PQI</i>		
COM	Rischio di compattazione dei terreni		Somma pesi	-
TRA	Densità delle trattrici		Trattrici/azienda	-
MEC	Aziende con mezzi meccanici / Aziende agricole		%	-
IRR	SAU irrigata / SAU totale		%	-
IRP	SAU irrigabile / SAU totale		%	-
SOT	Aziende con prelievo da fonti sotterranee/aziende irrigue		%	-
FON	Diversificazione nell'uso delle fonti irrigue		Indice Shannon	+
UBA	Unità di Bovino Adulto / SAU		UBA / ha	-
PAS	Indice di pascolamento		Ha / Capi	+

In accordo allo standard ESA, per ogni variabile è stato inoltre indicato un insieme di pesi che hanno consentito una riclassificazione, con implicita standardizzazione, in base a 5 categorie di sostenibilità (Tabella 2). Il sistema di coefficienti, disposto in forma lineare seguendo l'approccio ESA, è stato individuato per ogni variabile sulla base della relazione concettuale con il processo analizzato e di informazioni pregresse (Basso et al. 2000, Brandt et al. 2003, Motroni et al. 2004, Ceccarelli et al. 2006), tenendo in considerazione anche la distribuzione di frequenza di ciascuna variabile.

Gli indicatori parziali (HQI, LQI, FQI, PQI) sono stati ottenuti come media geometrica delle variabili elementari, raggruppate per singolo tema e riclassificate secondo i coefficienti precedentemente descritti. L'indice finale di *land use quality*, denominato AQI, è stato ottenuto, a sua volta, come media geometrica dei quattro indicatori tematici. AQI varia da 0 ad 1: ai valori più bassi sono associati i livelli più alti di *land use quality* e, quindi, le condizioni ambientali meno predisponenti i processi di degrado delle terre. Per l'applicazione del *framework* ESA si è scelta la regione Lazio come caso di studio. Si tratta di una regione che presenta ambiti territoriali ad elevata vocazione agricola, non ancora direttamente soggetti a processi conclamati di degrado dei suoli. Tuttavia, in specifiche aree, è stata evidenziata una considerevole sensibilità ai fenomeni di intensificazione agricola, con una riduzione complessiva della *land use quality* (Salvati & Zitti 2005).

Tabella 2 - I coefficienti impiegati nel calcolo dell'indice AQI (n.c.: non classificabile).

Classe	1	2	3	4	5
Peso	0,2	0,4	0,6	0,8	1
			<i>HQI</i>		
DEN	< 100	100-200	200-600	600-1000	> 1000
VAR	-10% / 10%	-25% / -10% o 10% - 25%	-40% / -25% o 25% - 40%	-50%/-40% o 40%-50%	< -50% o > 50%
LAV	> 40%	30% - 40%	20% - 30%	10% - 20%	< 10%
INV	< 5%	5% - 20%	20% - 35%	35% - 50%	> 50%
FAM	> 3	2,5 - 3	2 - 2,5	1,5 - 2	< 1,5
			<i>LQI</i>		
SAU	> 20	10 - 20	5 - 10	2 - 10	< 2
SAT	< 60%	60 - 70%	70 - 80%	80 - 90%	> 90%
SST	< 60%	60 - 70%	70 - 80%	80 - 90%	> 90%
INT	< 60%	60 - 70%	70 - 80%	80 - 90%	> 90%
SAV	> 0%	-0,25	2	1,5	< -75%
DIS	> 0,7	0,6 - 0,7	0,5 - 0,6	0,4 - 0,5	< 0,4
PAR	> 60%	40% - 60%	20% - 40%	0,1% - 20%	0
			<i>MQI</i>		
SAL	>80%	60 - 80	40 - 60	20 - 40	<20
AFF	< 1%	1% - 5%	5% - 10%	10% - 20%	> 20%
DIR	0%	0 - 0,25	0,25 - 0,4	0,4 - 0,8	> 0,8
PUB	> 70%	50% - 70%	30% - 50%	10% - 30%	0% - 10%
GDL	< 80	80 - 60	40 - 60	20 - 40	> 20
RIC	> 50%	30% - 50%	10% - 30%	0,1% - 10%	0%
AGR	> 10%	5% - 10%	2% - 5%	0% - 2%	0%
BIV	> 20%	10% - 20%	5% - 10%	0% - 5%	0%
BIZ	> 20%	10% - 20%	5% - 10%	0% - 5%	0%
DIC	> 0,7 o n.c.	0,6 - 0,7	0,5 - 0,6	0,4 - 0,5	< 0,4
DIZ	> 0,7 o n.c.	0,6 - 0,7	0,5 - 0,6	0,4 - 0,5	< 0,4
			<i>PQI</i>		
COM	< 30	30 - 50	50 - 80	80 - 100	> 100
TRA	< 1,04	1,05 - 1,2	1,2 - 1,3	1,3 - 1,5	> 1,5
MEC	<50%	50% - 70%	70% - 80%	80% - 90%	> 90%
IRR	< 5%	5% - 10%	10% - 20%	20% - 30%	> 30%
IRP	< 10%	10% - 20%	20% - 30%	30% - 40%	> 40%
SOT	<20%	20% - 40%	40% - 60%	60% - 80%	>80%
FON	n.c. o >0,8	0,6 - 0,8	0,4 - 0,6	0,2-0,4	<0,2
UBA	<0,3	0,3 - 0,5	0,5-0,8	0,8-1	>1
PAS	n.c o >5	2 - 5	1 - 2	0,3-1	< 0,3

6.1. Impatto antropico e popolazione rurale

Fra i fattori di degrado del territorio rurale possiamo citare alcuni fenomeni interconnessi che hanno segnato profondamente la storia demografica del nostro paese: il primo è lo spopolamento degli spazi agricoli marginali, con il conseguente invecchiamento della forza lavoro impiegata nel settore primario. Questo fenomeno ha coinciso con lo spostamento di consistenti frazioni di popolazione rurale verso le aree pianeggianti, che hanno innescato processi di intensificazione urbana, turistica e agricola. L'elevato grado di antropizzazione e la forte pressione dovuta alla densità di popolazione accrescono i fenomeni di perdita dei suoli agrari e di consumo della risorsa idrica a causa della crescente domanda abitativa riducendo così la sostenibilità dei sistemi agricoli. D'altra parte, nelle aree marginali, soggette al processo di spopolamento e dove l'agricoltura assume spesso i tratti dell'autoconsumo, si manifestano significativi fenomeni ambientali connessi con l'abbandono delle terre. Questi includono l'aumento del rischio di erosione, frane, smottamenti e incendi, in relazione al venir meno del 'presidio' strutturale che l'agricoltura svolge nei confronti dello spazio rurale (Salvati & Zitti 2007).

Nell'ambito agricolo, i fattori demografici influenzano le caratteristiche strutturali delle aziende. Un grande peso va attribuito alla composizione della famiglia del conduttore e

della forza lavoro. Le aziende che presentano un maggiore ricambio generazionale e componenti della forza lavoro nonché della famiglia del conduttore relativamente più giovani si assicurano una maggiore continuità nell'attività aziendale, presupposto essenziale anche per la duratura adozione di pratiche a minor impatto ambientale.

Le cinque variabili qui considerate sono riconducibili ai fenomeni sopra descritti: per quanto riguarda la pressione antropica (dovuta all'urbanizzazione), abbiamo selezionato (i) la densità di popolazione (DEN) e (ii) la variazione demografica (VAR) nel periodo intercensuario (1991-2001). Lo spopolamento rurale e la dimensione 'sociale' del settore agricolo, inteso come presidio del territorio, sono stati descritti dal (iii) rapporto (LAV) fra l'ammontare dei lavoratori agricoli e la popolazione residente (che mette in evidenza l'incidenza, in termini di forza lavoro, del settore primario); (iv) dal quoziente (INV) dei lavoratori agricoli con più di 65 anni (che evidenzia l'incidenza dei processi di invecchiamento della popolazione rurale), (v) dall'ampiezza (FAM) della famiglia rurale (i.e., numero dei componenti), che può essere considerato un *proxy* dei processi di insediamento dei giovani agricoltori e della discendenza nelle aziende.

Alla scelta delle variabili, misurate a livello comunale, è seguita la predisposizione del modello di stima dell'indicatore parziale (HQI), individuando, per ogni variabile elementare, una scala che assume valori nell'intervallo 0,2 (alta *land use quality*) – 1 (bassa *land use quality*): si veda al riguardo la Tabella 2. HQI valuta, pertanto, la qualità del contesto demografico rurale come predisponente i fenomeni di degrado e presenta la seguente formulazione:

$$HQI = (DEN * VAR * LAV * INV * GDL * FAM)^{1/5} \quad (1)$$

6.2. Assetto territoriale

Le caratteristiche del paesaggio rurale appaiono di difficile valutazione per l'articolazione degli elementi di cui lo spazio agricolo si compone. E', quindi, opportuno descrivere i principali fattori di pressione che causano modifiche nella forma e nella struttura del paesaggio facendo riferimento a indicatori *proxy*, con particolare riferimento alla vocazione agricola, all'intensità produttiva, alla perdita di suolo nonché alla frammentazione fondiaria tramite variabili quantitative che combinano le informazioni censuarie legate alla classificazione delle superfici agricole. In particolare, si vuole porre attenzione ai fenomeni dell'intensificazione - intesa come modalità di gestione agricola caratterizzata da un elevato impiego di input per unità di superficie e dall'utilizzo di tecniche di coltivazione che possono generare effetti ambientali negativi - e della concentrazione, intesa come diminuzione della numerosità delle aziende, soprattutto di quelle medio-piccole, che hanno una cospicua incidenza sui diversi assetti della struttura agricola (Fasoli 2003, Istat 2003).

La superficie agricola utilizzata media aziendale (SAU) evidenzia il fattore dimensionale dell'agricoltura, individuando i fenomeni di parcellizzazione dello spazio rurale ed anche i possibili effetti dimensionali nella qualità della gestione del paesaggio a carico delle piccole e delle grandi aziende (Trisorio 2005). Il rapporto fra superficie agricola utilizzata e superficie agricola totale (SAT) mostra la quota di territorio rurale effettivamente destinato ad attività produttive. Una variazione di questo rapporto può evidenziare diversi aspetti dell'evoluzione economica, gestionale e strutturale delle aziende

agricole. Analizzando la sua evoluzione nel tempo, si può dedurre l'impatto che le coltivazioni esercitano sullo spazio rurale, considerando l'assetto produttivo delle aziende stesse (ANPA 2001). Il rapporto fra SAU e superficie totale comunale (SST) fornisce una ulteriore indicazione sulla quota di territorio destinata ad attività agricole, indicando la vocazione agricola ed il grado di infrastrutturazione del territorio (Trisorio 2005).

L'intensità agricola (INT) è un fattore di pressione preso in considerazione in alcuni lavori sulla sensibilità ambientale (Motroni 2004) e definisce l'intensità dello sfruttamento a cui è sottoposto il suolo agrario individuando l'estensione di forme di agricoltura ad elevata pressione ambientale. Queste ultime sono intese genericamente come superfici soggette a tecniche di coltivazione che massimizzano la stabilità produttiva del suolo mediante lavorazioni profonde nonché distribuzione di fertilizzanti con effetti sulle proprietà chimiche, fisiche e biologiche del suolo. Le superfici a seminativi e a coltivazioni legnose sono state classificate come ad elevato sfruttamento: l'indice è stato costruito come rapporto fra le superfici considerate e la SAU (ANPA 2001).

La variazione della superficie agricola utilizzata (SAV) nell'ultimo periodo intercensuario (1990-2000) mette in evidenza i fenomeni di abbandono dei suoli dovuti ai meccanismi di spopolamento nelle aree marginali e di perdita dei suoli nelle aree pianeggianti dovuta alla pressione antropica e all'urbanizzazione. Questo indicatore quantifica, pertanto, la progressiva contrazione della base produttiva territoriale.

Per quanto riguarda la valutazione della qualità del paesaggio, anche attraverso una stima della (bio)diversità che l'agro-ecosistema esprime, si tratta di un'operazione complessa se si intende valutare la diffusione e la localizzazione delle singole presenze vegetali e faunistiche. Seguendo la letteratura recente (Trisorio 2005) si è preferito considerare il grado di complessità ambientale tramite una misura della presenza di differenti ecosistemi agrari. Abbiamo utilizzato un indice di entropia (DIS) che metta in evidenza i processi di parcellizzazione dello spazio rurale. La diversità nelle dimensioni aziendali viene pertanto interpretata come un'opportunità economico-produttiva per il territorio, con impatti indiretti sull'ambiente (Bowen & Nowak 2006). L'alternanza di aziende di dimensioni ridotte, medie e grandi può avere un positivo riscontro sul paesaggio (Eastwood et al. 2010), mantenendo elevata la diversificazione fondiaria che si riflette sulla diversificazione del paesaggio agrario (Perini et al. 2008). Tale indicatore viene espresso dalla formula (Shannon & Weaver 1949):

$$diversità = - \sum_{i=1}^n p_i \ln p_i \quad (2)$$

dove p_i rappresenta la frequenza relativa delle aziende agricole della i -esima classe dimensionale. Le classi adottate, espresse in ettari, sono: <1, 1-2, 2-5, 5-10, 10-20, 20-50, 50-100, >100.

Viene, infine, considerato il rapporto fra SAU compresa in aree protette e SAU totale (PAR), al fine di individuare la quota di territorio indirizzata alla produzione agricola soggetta a vincoli di tutela e quindi ad una gestione maggiormente eco-sostenibile.

In sintesi, l'indicatore parziale LQI valuta la qualità dell'assetto territoriale come predisponente i fenomeni di degrado delle terre attraverso la seguente formulazione:

$$LQI = (SAU * SAT * SST * INT * SAV * DIS * PAR)^{1/7} \quad (3)$$

6.3. Strategie aziendali

La terza dimensione affrontata è legata alle caratteristiche produttive delle aziende agricole in termini di conduzione e capacità d'innovazione. La tipologia di conduzione può rappresentare un indice dell'atteggiamento degli operatori agricoli rispetto all'uso produttivo del territorio (Perini et al. 2008). Abbiamo considerato la percentuale di SAU condotta con salariati e/o compartecipanti (SAL) intesa come *proxy* di atteggiamenti orientati ad un modello di conduzione dinamico. Per quanto concerne la forma giuridica, abbiamo inteso esprimere una gestione aziendale di tipo estensivo (e pertanto maggiormente sostenibile dal punto di vista ambientale) mediante la percentuale di SAU (PUB) condotta da persone giuridiche di diritto pubblico (stato, regioni, province, comuni), nonché da altri enti ed istituzioni non aventi scopo di lucro. Una variabile di struttura aziendale è anche data dalla percentuale dei dirigenti sul totale dei lavoratori agricoli (DIS). Tale percentuale in genere aumenta nelle aziende di grandi dimensioni e ad alta intensità di capitali, che attuano produzioni intensive attraverso pratiche agronomiche non sempre sostenibili quali, ad esempio, forte ricorso ad irrigazione, meccanizzazione ed irrorazione di ammendanti (Perini et al. 2008).

Anche il titolo di proprietà dei terreni può essere ricondotto a forme più o meno intensive di sfruttamento: la percentuale di SAU in affitto (AFF), ad esempio, individua gli ambiti territoriali dove la tradizionale conduzione a carattere familiare, intesa come garanzia alla conservazione del fondo, lascia il posto allo sfruttamento intensivo del potenziale produttivo del suolo. Lo spopolamento delle aree marginali, in generale meno idonee in termini agronomici, è conseguenza anche dello sviluppo tecnologico concentrato su produzioni standardizzate che prediligono ordinamenti specializzati e metodi di produzione a basso impiego di lavoro (Trisorio 2005). L'ammontare medio annuo delle giornate lavorative per unità di forza lavoro (GDL) è stato, quindi, considerato come indice dell'intensità del fattore lavoro.

L'analisi dell'impatto di ciascuna attività produttiva sull'ambiente può procedere, inoltre, attraverso l'individuazione di itinerari produttivi a differente compatibilità ambientale. Tali percorsi, alternativi a quello convenzionale, si pongono l'obiettivo di ridurre la pressione dell'agricoltura sull'ambiente, con particolare riferimento all'uso di fertilizzanti e fitofarmaci, ponendo per essi limiti nella qualità e nella quantità dei prodotti di sintesi impiegati. In particolare, abbiamo considerato la tecnica biologica, sia per le produzioni vegetali (BIV) che per quelle animali (BIZ), come un'innovazione capace di ridurre la pericolosità ambientale dei processi produttivi, pur conservando una propria validità economica (Trisorio 2005). Fra le proprietà che l'agricoltura biologica può enumerare come settore sostenibile dal punto di vista ambientale va ricordato che i terreni coltivati con tale tecnica vantano un maggior grado di copertura vegetale e tendono ad essere più ricchi di sostanza organica. Inoltre, essi non vengono sfruttati in modo intensivo e presentano bassa predisposizione all'impoverimento dei suoli. Il confronto fra agricoltura convenzionale e biologica dimostra, infine, che quest'ultima consuma - per unità di prodotto - meno energia derivata da fonti fossili rispetto a quella convenzionale e che le performance delle aziende biologiche potrebbero essere ulteriormente migliorate fino ad una riduzione dei combustibili fossili per un altro 40-60%, tramite l'utilizzo più diffuso dell'energia solare, eolica e da biomasse. Il contributo del biologico nel settore dell'allevamento si esplica nella riduzione di emissioni di metano, sia per il tipo di dieta che per il numero ridotto di capi allevati per ettaro, e nell'eliminazione dei concimi chimici di

sintesi, la produzione dei quali richiede grandi quantità di energia, nonché nella riduzione della combustione di fonti fossili e delle relative emissioni di anidride carbonica per l'alimentazione del parco macchine, limitate peraltro dall'attuazione di lavorazioni leggere.

Il grado di complessità dello spazio rurale, frutto anche di scelte aziendali, è stato valutato tramite una misura della presenza di differenti ecosistemi agrari. In tal senso, una maggiore diversificazione colturale è stata intesa anche come una maggiore capacità di resilienza dell'agro-ecosistema ad eventuali shock ambientali, e la stessa considerazione è stata adottata per il campo zootecnico. Gli indici di diversità colturale (DIC) e zootecnica (DIZ) sintetizzano la complessità nella distribuzione, rispettivamente, di 7 classi colturali (cereali, ortive, foraggiere, vite, olivo, fruttiferi e agrumi) e di 5 categorie zootecniche (bovini, ovi-caprini, equini, suini, avicoli). Tali indici vengono espressi dall'usuale formula dell'indice di entropia (cfr. § 6.2).

Sono stati considerati, infine, il tasso di aziende agrituristiche per 1000 aziende agricole (AGR) e la proporzione di aree ricreative sulla superficie agricola non utilizzata (RIC) come variabili *proxy* di una vocazione del territorio improntata a forme di turismo eco-compatibile e (potenzialmente) a maggiore sensibilità per le problematiche ambientali, sia da parte dei visitatori che dei conduttori di azienda.

In sintesi, l'indicatore parziale MQI valuta la pressione sull'agro-ecosistema dell'assetto aziendale, della forma di conduzione, dell'intensità del capitale lavoro, delle strategie di diversificazione delle produzioni, con particolare riferimento all'agricoltura biologica, nonché della multifunzionalità dell'azienda, attraverso la valutazione dell'uso ricreativo dei suoli agrari e la diffusione dell'agriturismo. MQI presenta la seguente formulazione:

$$MQI = (SAL * AFF * DIR * PUB * GDL * DIC * DIZ * BIV * BIZ * RIC * AGR)^{1/11} \quad (4)$$

6.4. Impatto delle pratiche agricole

I metodi convenzionali di coltivazione con massiccio intervento meccanico, lavorazioni profonde ed uso continuativo di prodotti chimici, pur avendo l'effetto immediato di aumentare la fertilità dei terreni agrari, nel lungo termine tendono a provocare la loro degradazione strutturale con la concomitante diminuzione del contenuto di sostanza organica, cui fa seguito una riduzione della fertilità stessa. La perdita di fertilità conduce inevitabilmente ad un uso crescente di mezzi tecnici (macchine, fertilizzanti, diserbanti) con conseguente aumento del rischio di inquinamento puntuale e diffuso ed incremento dei costi di produzione. Nei paesi a clima temperato, dove si ha formazione di humus stabile, occorrono alcuni decenni per esaurire le riserve di fertilità del terreno. Tale processo, quando innescato, appare irreversibile, e manca tuttora un sistema economicamente ed energeticamente conveniente per riportare a coltura un terreno divenuto sterile. Il suolo viene pertanto considerato come elemento dinamico e come risorsa naturale non rinnovabile (Montanarella 2007). Gli indicatori qui selezionati sono finalizzati alla valutazione delle relazioni fra agricoltura e suolo attraverso misure che evidenzino la pressione agricola derivante da meccanizzazione e lavorazioni, dall'irrigazione e dall'allevamento intensivo.

Il rischio di compattamento del suolo, derivante dal ripetuto passaggio di macchine operatrici, viene usualmente valutato in relazione al numero e alla potenza delle trattrici (APAT 2004). La compattazione viene, infatti, definita come la compressione della massa

di suolo in un volume minore, che si ripercuote in cambiamenti significativi delle proprietà strutturali, della conduttività idraulica e termica, nonché delle caratteristiche delle varie fasi del suolo. L'utilizzazione di macchine agricole potenti ha un effetto compattante superiore alle forze naturali quali l'impatto della pioggia, il rigonfiamento ed il crepacciamento. L'indice di rischio di compattazione del suolo si è pertanto avvalso dei dati relativi all'ammontare dei macchinari agricoli utilizzati disaggregati per potenza delle trattrici (MW) grazie alla formulazione di una sommatoria peso (Σp):

$$\Sigma p = kW * P * N * 5 / S \quad (5)$$

dove: kW = Potenza espressa in kilowatt (introducendo una potenza media di 50 kW), P = Peso medio delle trattrici (1,02 q/kW), N = Ammontare complessivo delle trattrici nell'ambito geografico scelto, 5 = termine costante, che rappresenta il numero medio di passaggi per anno preliminarmente supposti pari a cinque, S = Superficie cumulata dei seminativi e delle coltivazioni legnose (ha).

I recenti sviluppi della meccanizzazione agricola non incidono solo sul rischio di lavorabilità dei terreni. Indirettamente, la dispersione di sostanze tossiche è correlata sia con gli aspetti strutturali (dotazione di macchinari, presenza di impianti, assetto fondiario), sia con quelli funzionali (concimazione, controllo delle malerbe, irrigazione). Pertanto, si ritiene importante considerare anche la diffusione delle macchine agricole (MEC) e la densità delle trattrici (TRA) nel territorio rurale come *proxy* di un potenziale peggioramento della base produttiva.

Le relazioni fra agricoltura e risorse idriche evidenziano un quadro complesso, in parte dovuto alle difficoltà oggettive insite nella misurazione dell'impatto generato dall'attività agricola rispetto a quello derivante da altre attività. La valutazione della predisposizione ai fenomeni di desertificazione in base all'uso dell'acqua in agricoltura è stata condotta quantificando la superficie destinata, effettivamente (IRR) e potenzialmente (IRP), ad agricoltura irrigua, nonché considerando l'approvvigionamento sotterraneo (SOT) come fonte a minore sostenibile e la differenziazione nell'uso delle fonti stesse (FON) come un elemento di maggiore sostenibilità delle pratiche irrigue. Una percentuale più elevata di SAU irrigata potrebbe indicare la presenza di fenomeni di degrado dei suoli, soprattutto nel caso di scarsa vocazione alla coltivazione di determinate colture (Trisorio 2005).

L'irrigazione rappresenta, inoltre, un fattore di pressione ambientale anche per la relazione che intercorre fra uso dell'acqua irrigua e inquinamento delle risorse idriche, come ipotizzato da un incremento della lisciviazione di inquinanti di origine agricola nelle aree soggette ad irrigazione. I prelievi da falda, infine, provocano una maggiore pressione ambientale in quanto, se lo sfruttamento dei corpi idrici è superiore ai tempi di ricarica, si può verificare l'abbassamento dei livelli di falda e, nelle vicinanze del mare, l'intrusione salina con scadimento qualitativo delle acque (Istat 2003).

Un altro aspetto di pressione ambientale dell'agricoltura può essere ricondotto agli allevamenti, in particolare all'impatto degli effluenti zootecnici sugli agro-ecosistemi. Un indicatore relativo a tale tematica può essere espresso tramite la densità zootecnica (UBA), ovvero la rappresentazione del numero di capi presenti sul territorio (Salvati 2010). In tal senso, appare opportuno considerare come le specie animali possano produrre differenti impatti sul territorio: ad esempio, l'allevamento bovino è attuato generalmente in modo estensivo, tranne per gli allevamenti industriali all'ingrasso, come pure l'allevamento ovi-

caprino, mentre l'allevamento suino è condotto con modalità intensive. Tali differenze possono essere armonizzate attraverso la rappresentazione della densità zootecnica mediante l'Unità di Bestiame Adulto (U.B.A.), ovvero l'unità in base alla quale viene espressa la consistenza media dell'allevamento con riferimento alla vacca lattifera (che vale 1 U.B.A.), attuata tramite equiparazioni ponderali delle varie specie di interesse zootecnico. Nel nostro studio, avvalendoci dei dati della consistenza degli allevamenti di fonte censuaria, abbiamo utilizzato un sistema di pesi (e.g. Trisorio 2005) semplificato rispetto all'originale (i.e., Bovini e bufalini [0,8], Equini [0,6], Ovi-caprini [0,1], Suini [0,4], Avicoli [1,6 per 100 capi]). La densità zootecnica è espressa dal rapporto UBA / SAU trattabile. Per SAU trattabile si intende la somma delle superfici dei seminativi, delle coltivazioni arboree, e delle coltivazioni foraggiere permanenti, ad esclusione delle orticole (cfr. ANPA 2001). Nella determinazione della consistenza dei capi allevati si considerano tutti i capi presenti, a prescindere dal possesso.

Il sovra-pascolamento costituisce una pressione ambientale per le aree naturali mediterranee anche come determinante nei fenomeni di desertificazione. Il pascolo ha rappresentato, per le regioni peninsulari, la destinazione d'uso prevalente per le aree dove la morfologia, il clima, la copertura vegetale e il suolo erano inadatti ad un uso agricolo intensivo (Motroni *et al.* 2004). Inoltre, le maggiori disponibilità economiche ed il crescere del livello tecnologico del settore agro-silvo-pastorale hanno accelerato la diminuzione del numero degli addetti presenti nel settore, ma al contempo hanno permesso l'incremento del carico animale gravante sui pascoli con conseguente degrado di queste aree (Conacher 2000). Inoltre, la specializzazione dei piccoli ruminanti verso la produzione del latte implica che l'allevatore abbia costante necessità di foraggi freschi per gran parte dell'anno, particolarmente di erbe da pascolo, senza le quali non sarebbe possibile ottenere produzioni significative. È questa necessità che costringe l'allevatore a mantenere inerbato lo stesso pascolo e ad estenderne la superficie interessata attraverso le classiche pratiche dell'aratura e dell'incendio. Infine, un eccessivo carico di bestiame porta non solo ad una drastica riduzione della vegetazione naturale, ma anche all'elevato costipamento da calpestio.

Seguendo quindi la metodologia proposta da Motroni *et al.* (2004) e mediante una semplificazione della procedura, in accordo con i dati statistici disponibili, il calcolo dell'intensità d'uso per le aree a pascolo (PAS) è stato effettuato attraverso il confronto fra la superficie a prato-pascolo e la densità (in unità U.B.A.) dei capi bovini, ovi-caprini ed equini insistenti nel medesimo comune. L'indicatore considerato evidenzia pertanto quanto il carico di bestiame attuale possa essere sostenuto dalla vegetazione presente. Per elevati valori dell'indice si ha un eccessivo sfruttamento del pascolo ed il possibile innesco dei processi di impoverimento e degrado del suolo, poiché la quantità di sostanza secca prodotta è inferiore a quella necessaria per il mantenimento del bestiame.

Sintetizzando le variabili proposte in precedenza, l'indicatore parziale PQI valuta la sostenibilità delle principali pratiche agricole e zootecniche sull'agroecosistema. Meccanizzazione, compattazione dei terreni, irrigazione e approvvigionamento, allevamenti e pascolamento, se esercitati in forma non sostenibile, vengono considerati come predisponenti i fenomeni di degrado delle terre. L'indicatore PQI presenta la seguente formulazione:

$$PQI = (COM * TRA * MEC * IRR * IRP * SOT * FON * UBA * PAS)^{1/9} \quad (6)$$

6.5. Quantificazione della *Land use quality*

I singoli indicatori tematici possono essere adeguatamente trattati al fine di ottenere, mediante idonea aggregazione, un indice sintetico della qualità dell'agro-ecosistema in termini di *land use quality* e, indirettamente, di predisposizione ai fenomeni di *land degradation*. L'indice sintetico di *land use quality*, denominato AQI, considera l'impatto del settore primario sull'agro-ecosistema e si ottiene come media geometrica dei quattro indicatori parziali di qualità ambientale, a cui viene attribuito il medesimo peso. La relazione è la seguente:

$$AQI = (HQI * LQI * FQI * PQI)^{1/4} \quad (7)$$

Il diverso livello di *land use quality* del territorio laziale è stata valutato mediante aggregazione dell'indicatore AQI in tre classi (Tabella 3). In accordo con le indicazioni della procedura ESA (Basso et al. 2000), le tre classi, individuate attraverso lo studio della distribuzione di frequenza dell'AQI e mediante informazioni ausiliarie (e.g., Motroni et al. 2004, Salvati & Zitti 2005), rappresentano, rispettivamente, una bassa, media e alta *land use quality*. Teoricamente, AQI può variare in un *range* compreso fra 0 ed 1. I valori più bassi corrispondono a condizioni ambientali con più elevata *land use quality* e minore sensibilità ambientale, i valori più alti, al contrario, corrispondono ad una maggiore sensibilità ambientale a cui corrisponde una più bassa *land use quality*. In questo lavoro, i risultati degli indicatori tematici e dell'indice AQI vengono presentati, in forma sintetica, attraverso aggregazioni per provincia e fascia altimetrica, mediante ponderazione di ciascun dominio spaziale per la superficie complessiva.

Tabella 3 - Classi di *Land use quality* e sensibilità potenziale al degrado delle terre secondo l'indice AQI.

Classe	AQI	Land Use Quality	Sensibilità al degrado delle terre	Caratteristiche del territorio
1	< 0,5	Alta	Bassa	Aree soggette ad una gestione del territorio a bassa pressione ambientale, dove non si prevede, almeno nel breve periodo, un cambiamento significativo nell'assetto del territorio; ricadono in questa classe anche le aree rurali marginali dove, a fronte di limitati fenomeni di abbandono, l'agricoltura viene ancora esercitata in forma estensiva
2	0,5 – 0,6	Media	Media	Aree che, per una concomitanza di fattori di pressione, presentano elementi di sensibilità. Ulteriori peggioramenti nello stato dei fattori naturali e delle attività umane renderanno vulnerabile il territorio. Riduzione del potenziale biologico causata dalla siccità, perdita della copertura vegetale, aumento dell'erosione dei suoli agrari ed incremento dei fattori di pressione agricoli (ad esempio, irrigazione, concimazione, meccanizzazione) rappresentano esempi di una tendenza verso il rapido peggioramento della situazione ambientale
3	> 0,6	Bassa	Alta	Aree in parte degradate a causa del cattivo uso dei suoli, sia dal punto di vista agricolo che urbano. Qualsiasi ulteriore alterazione degli equilibri fra risorse ambientali e attività umane può portare a forme irreversibili di degrado

7. Risultati

7.1. Impatto antropico e popolazione rurale

La sensibilità ambientale legata alla dimensione socio-demografica dell'agricoltura viene evidenziata dall'indicatore HQI. Abbiamo ipotizzato la presenza di due fattori di pressione sulla *land use quality*, l'urbanizzazione e lo spopolamento rurale. Nel primo caso, le zone maggiormente soggette ricadono negli ambiti pianeggianti prossimi agli insediamenti umani a maggiore densità, nel secondo caso si fa riferimento alle zone agricole montane o della collina interna. La distribuzione di HQI riflette, nella regione Lazio, un gradiente altimetrico con i valori minimi (massimo contributo alla *land use quality*) associati alle zone di montagna e di collina interna, mentre più alta appare la sensibilità (minimo contributo alla *land use quality*) dei comuni prossimi alla costa (Tabella 4). Una sostanziale stabilità del valore medio di HQI si osserva in tutte le province del Lazio con l'esclusione di Roma che assume un valore nettamente superiore, indicando principalmente nei fattori di pressione demografica e di invecchiamento della popolazione rurale le variabili che maggiormente contribuiscono all'HQI.

Considerando le singole variabili analizzate, la distribuzione geografica dei fenomeni considerati può essere interpretata quasi sempre sulla base della quota altimetrica. Come atteso, il loro contributo all'HQI segue un gradiente direttamente proporzionale all'altimetria per la densità e la variazione demografica e la forza lavoro agricola, inversamente proporzionale per l'invecchiamento della forza lavoro e l'ampiezza della famiglia rurale.

La distribuzione di HQI a livello comunale, infine, mette in evidenza ambiti con una bassa *land use quality*, quali il litorale romano ed i comuni dell'hinterland della capitale, dovuta principalmente all'espansione demografica che hanno subito negli ultimi anni. Anche alcuni ambiti comunali di montagna, tuttavia, mostrano un basso livello di *land use quality* dovuto allo spopolamento delle zone rurali concentrate soprattutto nelle province di Rieti e di Frosinone.

Tabella 4 - Distribuzione dell'indicatore HQI nella regione Lazio: valori medi per altimetria e provincia.

	DEN	VAR	LAV	INV	FAM	HQI
<i>Zone altimetriche</i>						
Montagna interna	0,25	0,25	0,42	0,66	0,59	0,37
Collina interna	0,36	0,27	0,37	0,56	0,51	0,37
Collina litoranea	0,62	0,31	0,75	0,52	0,48	0,48
Pianura	0,55	0,31	0,74	0,40	0,36	0,43
<i>Province</i>						
Frosinone	0,35	0,22	0,38	0,56	0,50	0,36
Latina	0,43	0,22	0,49	0,46	0,44	0,37
Rieti	0,23	0,26	0,33	0,67	0,58	0,36
Roma	0,45	0,32	0,59	0,59	0,54	0,44
Viterbo	0,29	0,25	0,32	0,56	0,50	0,35
Lazio	0,36	0,27	0,44	0,58	0,52	0,38

7.2. Assetto territoriale

La sensibilità ambientale dovuta alle variazioni nell'assetto del paesaggio rurale causate dall'impatto dell'agricoltura viene valutata attraverso l'indicatore LQI. Non abbiamo ipotizzato, in precedenza, una distribuzione geografica definita rispetto a tale dimensione, anche se riteniamo che la perdita dei suoli agricoli dovuta all'urbanizzazione e alla parcellizzazione del territorio rurale possano agire differenzialmente nelle varie zone altimetriche del Lazio. LQI coglie, infatti, un netto gradiente altimetrico, evidenziando nelle zone montane gli ambiti a maggiore *land use quality* (Tabella 5). La provincia di Rieti si colloca su un valore medio di LQI inferiore a 0,4 mentre più alto appare l'LQI nelle province di Viterbo e Latina dove intervengono fattori quali l'intensificazione agricola, la riduzione della superficie coltivata nonché la ridotta superficie posta sotto vincolo di tutela.

La distribuzione spaziale dell'indicatore LQI mostra una situazione eterogenea, nella quale spiccano alcuni ambiti con limitati contributi alla *land use quality*, soprattutto nella provincia di Viterbo e nella pianura Pontina, ma anche nella Sabina e lungo la direttrice Roma – Cassino. Ciò è dovuto all'azione dei fattori menzionati prima. D'altra parte, l'indicatore LQI mette opportunamente in evidenza gli ambiti a maggiore interesse naturalistico che partecipano al sistema dei parchi regionali. LQI classifica, infatti, come ad alta *land use quality*, i comuni dei monti della Tolfa (RM – VT), della Valle del Treja (RM), l'ambito forestale del Lamone (VT), il monte Terminillo e la catena della Duchessa (RI), i monti Simbruini (RM), Lepini (RM – LT), Ernici (FR) e Ausoni-Aurunci (LT), nonché i parchi del Circeo (LT) e dei colli Albani (RM).

Tabella 5 - Distribuzione dell'indicatore LQI nella regione Lazio: valori medi per altimetria e provincia.

	SAU	SAT	SST	INT	DIS	PAR	SAV	LQI
<i>Zone altimetriche</i>								
Montagna interna	0,67	0,33	0,22	0,27	0,58	0,72	0,45	0,38
Collina interna	0,77	0,57	0,27	0,64	0,27	0,81	0,43	0,46
Collina litoranea	0,78	0,56	0,20	0,73	0,42	0,73	0,52	0,48
Pianura	0,65	0,73	0,27	0,92	0,25	0,75	0,52	0,50
<i>Province</i>								
Frosinone	0,76	0,50	0,22	0,41	0,43	0,81	0,46	0,44
Latina	0,81	0,59	0,23	0,64	0,41	0,81	0,48	0,48
Rieti	0,67	0,37	0,24	0,39	0,40	0,77	0,39	0,39
Roma	0,75	0,52	0,23	0,55	0,41	0,71	0,50	0,44
Viterbo	0,69	0,59	0,35	0,85	0,22	0,81	0,39	0,48
Lazio	0,73	0,50	0,25	0,54	0,38	0,77	0,45	0,44

7.3. Strategie aziendali

La sostenibilità dell'assetto aziendale e dei processi di innovazione in agricoltura viene valutata attraverso l'indicatore MQI, che evidenzia gli ambiti più dinamici dal punto di vista imprenditoriale, quali l'agro pontino, la valle del Sacco ed il Cassinate, nonché alcuni comuni della Sabina e della conca reatina. Alcune variabili (quali, ad esempio, AFF)

mostrano un netto gradiente altimetrico, individuando elementi di pressione che agiscono maggiormente lungo le coste e negli ambiti pianeggianti e collinari retro-litoranei (Tabella 6). L'indicatore assume valori massimi nelle province di Roma e Viterbo. In queste aree si associano numerosi fattori predisponenti quali la marginalizzazione delle aziende, una forte incidenza dell'affitto, una bassa diversificazione colturale ed un minore ricorso alla tecnica biologica rispetto ad altre zone costiere. Nel dettaglio, la distribuzione spaziale dei valori di MQI mostra un limitato contributo alla *land use quality* nei comuni dell'area di Roma e del litorale, coerentemente con alcuni comuni dell'entroterra di Viterbo, caratterizzati appunto da elevata intensificazione. Nelle altre province rileviamo, al contrario, estesi ambiti con elevato contributo alla *land use quality*, in particolare buona parte dell'Agro Pontino e, soprattutto, della Ciociaria.

Tabella 6 - Distribuzione dell'indicatore MQI nella regione Lazio: valori medi per altimetria e provincia.

	SAL	AFF	GDL	DIR	PUB	DIC	DIZ	BIV	BIZ	RIC	AGR	MQI
<i>Zone altimetriche</i>												
Montagna interna	0,54	0,30	0,49	0,54	0,60	0,57	0,66	0,91	0,92	0,91	0,85	0,58
Collina interna	0,84	0,36	0,42	0,40	0,90	0,60	0,67	0,80	0,91	0,87	0,88	0,62
Collina litoranea	0,75	0,36	0,50	0,47	0,71	0,58	0,71	0,79	0,90	0,82	0,92	0,60
Pianura	0,85	0,61	0,79	0,71	0,58	0,41	0,80	0,81	0,85	0,84	0,73	0,67
<i>Province</i>												
Frosinone	0,76	0,26	0,42	0,33	0,80	0,41	0,57	0,94	0,95	0,90	0,94	0,57
Latina	0,78	0,33	0,53	0,41	0,20	0,39	0,70	0,87	0,90	0,86	0,90	0,53
Rieti	0,65	0,33	0,50	0,62	0,73	0,60	0,64	0,73	0,86	0,88	0,73	0,59
Roma	0,72	0,42	0,50	0,51	0,84	0,68	0,73	0,86	0,93	0,85	0,91	0,65
Viterbo	0,84	0,40	0,39	0,46	0,97	0,72	0,75	0,75	0,90	0,89	0,82	0,65
Lazio	0,74	0,35	0,47	0,47	0,77	0,58	0,67	0,84	0,91	0,88	0,87	0,61

7.4. Impatto delle pratiche agricole

La sostenibilità ambientale dell'assetto aziendale e dei processi di innovazione in agricoltura viene valutata attraverso l'indicatore MQI, che evidenzia gli ambiti più dinamici dal punto di vista imprenditoriale, quali l'Agro pontino, la valle del Sacco ed il Cassinate, nonché alcuni comuni della Sabina e della conca reatina. Alcune variabili (e.g., AFF) mostrano un netto gradiente altimetrico, individuando i fattori di pressione che agiscono maggiormente lungo le coste e negli ambiti collinari litoranei (Tabella 7).

Tabella 7 - Distribuzione dell'indicatore PQI nella regione Lazio: valori medi per altimetria e provincia.

	TRA	MEC	COM	UBA	PAS	IRR	FON	SOT	IRP	PQI
<i>Zone altimetriche</i>										
Montagna interna	0,49	0,47	0,49	0,42	0,49	0,23	0,41	0,38	0,24	0,35
Collina interna	0,56	0,71	0,50	0,46	0,72	0,36	0,57	0,63	0,40	0,48
Collina litoranea	0,62	0,70	0,54	0,41	0,68	0,44	0,49	0,64	0,46	0,49
Pianura	0,91	0,79	0,55	0,56	0,93	0,85	0,80	0,75	0,91	0,72
<i>Province</i>										
Frosinone	0,44	0,62	0,61	0,54	0,63	0,34	0,53	0,48	0,38	0,45
Latina	0,60	0,74	0,45	0,49	0,70	0,58	0,56	0,56	0,59	0,53
Rieti	0,53	0,54	0,51	0,40	0,55	0,24	0,47	0,42	0,24	0,38
Roma	0,60	0,60	0,49	0,43	0,65	0,34	0,47	0,61	0,36	0,44
Viterbo	0,66	0,78	0,40	0,38	0,78	0,38	0,66	0,74	0,44	0,51
Lazio	0,56	0,64	0,50	0,45	0,65	0,35	0,52	0,56	0,38	0,45

L'indicatore assume i valori massimi nelle province di Roma e Viterbo. In queste aree si associano numerosi fattori quali la marginalizzazione delle aziende, una forte incidenza dell'affittanza, una bassa diversificazione culturale ed un minore ricorso alle tecniche di agricoltura biologica rispetto alle altre zone. La distribuzione spaziale dei valori di MQI mostra un basso contributo alla *land use quality* nei comuni dell'area metropolitana di Roma e del litorale a sud, insieme ad alcuni comuni dell'entroterra di Viterbo. Nelle altre province rileviamo estesi ambiti che mostrano elevati contributi alla *land use quality*, in particolare gran parte dell'Agro Pontino e della Ciociaria.

7.5. Land use quality

L'indice AQI quantifica sinteticamente la *land use quality* dello spazio rurale come proxy del livello di pressione ambientale delle quattro dimensioni considerate in questo studio. AQI individua, al pari dei singoli indicatori tematici, un netto gradiente altimetrico nella regione (Tabella 8), passando da un valore medio di 0,41 nei comuni montani a 0,56 nei comuni di pianura. A livello provinciale, il livello di *land use quality* è più basso a Viterbo e Roma, mentre Rieti si conferma la provincia a minore sensibilità.

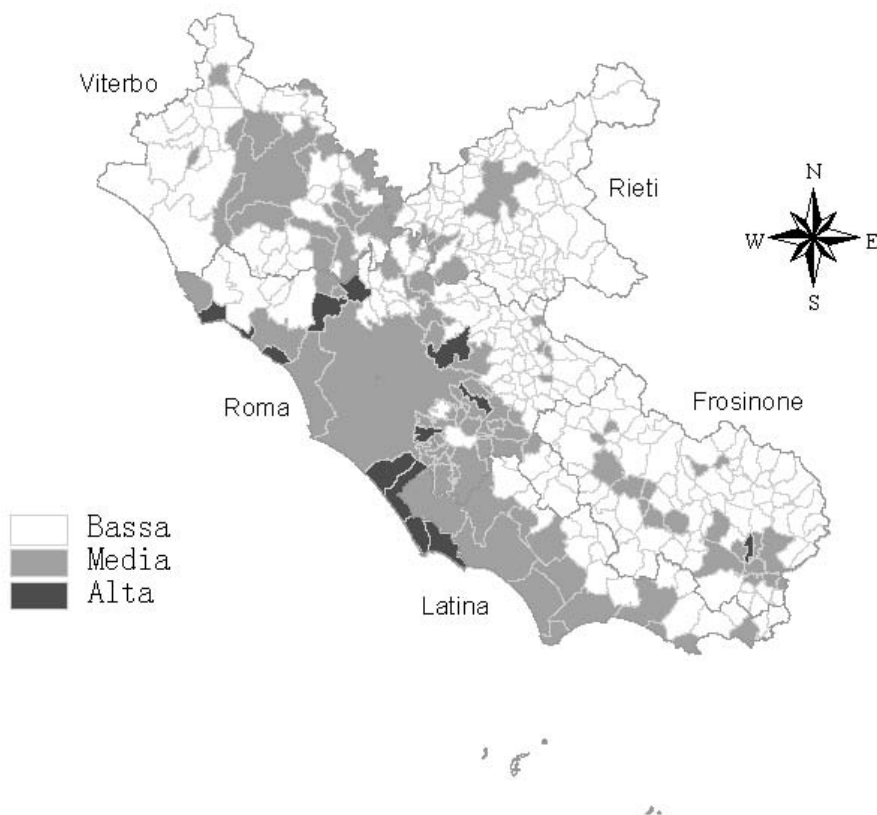
Tabella 8 - Distribuzione dell'indice AQI nella regione Lazio: valori medi per altimetria e provincia.

<i>Zona altimetrica</i>		<i>Provincia</i>	
Montagna interna	0,41	Frosinone	0,44
Collina interna	0,47	Latina	0,46
Collina litoranea	0,50	Rieti	0,41
Pianura	0,56	Roma	0,48
Lazio	0,46	Viterbo	0,48

La distribuzione di AQI a livello comunale (Figura 3) mostra un livello intermedio di *land use quality* nei comuni dell'area metropolitana di Roma e del litorale a sud, nell'area ad elevata vocazione agricola della piana di Viterbo e di Rieti, nonché lungo la direttrice Roma – Napoli, nei comuni di fondovalle compresi tra Frosinone, Cassino e Pontecorvo. In questi comuni sono attivi in modo sinergico svariati elementi di pressione ambientale, fra cui annoveriamo la rapida crescita della popolazione nei centri urbani e la diffusione dell'edificato sparso a bassa densità, con conseguente incremento del consumo di suolo, una progressiva marginalizzazione delle aziende agricole, un altrettanto diffuso ricorso alle pratiche agronomiche generalmente poco sostenibili, adottate spesso dalle grandi aziende.

I comuni classificati a bassa *land use quality* ricadono prevalentemente nell'hinterland di Roma, soprattutto nell'area litoranea. In questi comuni agiscono contemporaneamente importanti pressioni demografiche, una significativa perdita di suoli per conversione ad usi urbani, una drastica marginalizzazione economica delle aziende agricole unita al massiccio ricorso a pratiche agronomiche meno sostenibili, il tutto rappresentato in un paesaggio rurale compromesso e, localmente, a forte intensificazione.

Figura 3. Classificazione dei comuni del Lazio secondo l'indice AQI.



Considerando la distribuzione dei comuni secondo le classi di *land use quality* bassa e media (Tabella 9), solo il 5% dei comuni montani è classificato nella classe intermedia, percentuale che cresce inversamente con la quota, raggiungendo il 53% nella fascia altimetrica di pianura. Un basso livello di *land use quality* colpisce principalmente i comuni litoranei e, più raramente, gli ambiti collinari interni.

A livello provinciale, Latina, Viterbo e Roma si pongono ai primi posti nella graduatoria per numero di comuni appartenente alla classe intermedia (circa il 30% dei comuni) mentre i comuni a bassa *land use quality* appartengono tutti alla provincia di Roma, tranne un comune ricadente nella provincia di Frosinone. Per quanto concerne la superficie per classi di *land use quality* media e bassa (Tabella 10), il 71% dei comuni di pianura è inserito nella classe intermedia, percentuale che decresce nettamente con la quota, raggiungendo il 5% nella fascia montana. Una bassa *land use quality* si osserva nei comuni di pianura e della collina litoranea, coinvolgendo l'11% della superficie territoriale nella provincia di Roma ed il 3,5% nella regione Lazio.

Tabella 9 - Comuni ricadenti nelle classi di *land use quality* media e bassa secondo l'indice AQI per zona altimetrica e provincia.

	Numero comuni	Valori assoluti		%	
		Media	Bassa	Media	Bassa
<i>Zona altimetrica</i>					
Montagna interna	119	6	-	5,0	-
Collina interna	207	56	4	27,1	1,9
Collina litoranea	34	16	3	47,1	8,8
Pianura	17	9	4	52,9	23,5
<i>Provincia</i>					
Frosinone	91	18	1	19,8	1,2
Latina	33	11	-	33,3	-
Rieti	73	5	-	6,8	-
Roma	120	34	11	28,3	9,2
Viterbo	60	19	-	31,7	-
Lazio	377	87	12	23,1	3,2

Tabella 10 - Superficie (km²) ricadente nelle classi di *land use quality* media e bassa secondo l'indice AQI per zona altimetrica e provincia.

	Superficie territoriale	Valori assoluti		%	
		Media	Bassa	Media	Bassa
<i>Zona altimetrica</i>					
Montagna interna	4.368	257	-	5,9	-
Collina interna	7.943	2.649	229	33,4	2,9
Collina litoranea	1.432	600	101	41,9	7,1
Pianura	3.425	2.428	273	70,9	8,0
<i>Provincia</i>					
Frosinone	3.225	583	14	18,1	0,4
Latina	2.250	1.146	-	50,9	-
Rieti	2.749	349	-	12,7	-
Roma	5.331	2.514	603	47,2	11,3
Viterbo	3.612	1.343	-	37,2	-
Lazio	17.168,3	5.934,8	603	34,6	3,5

8. Discussione

Negli ultimi decenni abbiamo assistito ad un profondo cambiamento nei rapporti fra uomo e ambiente, dovuto allo sviluppo economico e all'affermarsi di nuovi modelli di consumo. Anche il settore agricolo è coinvolto in questo processo, pur con caratteristiche che lo distinguono dalle altre attività produttive (ISTAT 2003). All'estendersi dei problemi legati all'impatto ambientale si contrappone un'evoluzione culturale talvolta sensibile ai risvolti territoriali delle scelte operate dall'uomo. Di tale sensibilità non è priva anche una parte del mondo rurale. Ciò influenza il comportamento degli operatori agricoli, generalmente più prudenti di un tempo nell'utilizzo di pratiche agronomiche e di allevamento a forte pressione ambientale e maggiormente propensi alla conservazione delle risorse paesaggistiche, visti anche gli indirizzi di *policy* più recenti.

La graduale scomparsa dei paesaggi agricoli tradizionali, l'uso intensivo delle risorse naturali nelle aree fertili e la tendenza all'abbandono delle terre agricole dove viene meno la convenienza economica sono forse i riflessi più evidenti dei cambiamenti in atto nelle delicate interazioni fra attività agricola e ambiente (Salvati 2010). Viene tuttavia riconosciuto il ruolo fondamentale dell'agricoltura nella protezione dell'ambiente in quanto rappresenta ancora la più significativa forma di uso del territorio in termini di superficie. Coniugare la difesa dell'ambiente con la garanzia di poter aumentare l'efficienza del sistema produttivo rappresenta quindi una sfida importante per il futuro dell'agricoltura in Italia.

Un sistema informativo che valuti gli ambiti locali a maggiore sensibilità ambientale, individuando le variabili predisponenti, è pertanto uno strumento in grado di indirizzare le strategie politiche verso misure atte al perseguimento di un'agricoltura più sostenibile (Brandt et al. 2003). L'individuazione di un sistema di indicatori per la stima dell'impatto ambientale dell'agricoltura nelle sue varie dimensioni è cruciale nella corretta valutazione della qualità di uso del suolo di un dato territorio. Ciò è ancora più significativo per ecosistemi complessi quali gli agro-ecosistemi mediterranei, dove la comprensione delle millenarie interazioni fra elementi bio-geo-fisici e socio-economici è indispensabile per evidenziare le aree effettivamente a rischio.

In questa ricerca abbiamo proposto un sistema di indicatori tematici in grado di rappresentare, a scala geografica sufficientemente dettagliata, il livello di *land use quality*, considerando i principali fattori di pressione dell'agricoltura sull'ambiente intesi come predisponenti i fenomeni di degrado delle terre. Tale concetto è stato valutato attraverso lo schema ESA, che si è avvalso dell'uso di indicatori di immediata formulazione empirica e ricavati da statistiche ufficiali facilmente accessibili (Salvati & Zitti 2005). Tali indicatori si adattano a contesti di ricerca differenti, sia per analisi storiche (ad esempio, sfruttando il patrimonio informativo dei Censimenti Generali dell'Agricoltura disponibile a livello comunale per le tornate censuarie dal 1970 al 2000) che per valutazioni a scala geografica di maggiore dettaglio.

La scala utilizzata, l'immediatezza dell'approccio sviluppato, il possibile supporto cartografico, ne fanno uno strumento di studio potenzialmente confrontabile anche a scala più ampia. I risultati possono integrarsi con simili studi realizzati nella stessa area oppure in altre aree del bacino del Mediterraneo. Un aspetto soggettivo del modello è insito nell'attribuzione di indici e pesi che potrebbero essere di volta in volta discussi (Salvati et al. 2009). In realtà il modello ESA è stato costruito proprio in un'ottica modulare, al fine di poter inserire (o eliminare) dall'analisi variabili di interesse (o considerate trascurabili) a seconda degli ambiti geografici di studio.

In questa applicazione, pertanto, si è mantenuta un'aderenza all'impianto originario del modello (Basso et al. 2000), anche se sono stati introdotti opportuni adeguamenti dettati dalla specifica dimensione oggetto di studio e dalla parzialità dei processi considerati rispetto al più ampio tema della desertificazione. Per quanto attiene alla selezione degli indicatori, si è pertanto scelto di considerare variabili, indicatori e gli associati sistemi di coefficienti, il più possibile affini alle informazioni disponibili nella letteratura recente (e.g. Brandt et al. 2003). La complessità delle grandezze trattate e la loro necessaria indicizzazione hanno portato, ovviamente, ad alcune assunzioni e astrazioni metodologiche, che sono però riscontrabili in modelli simili (Ceccarelli et al. 2006).

A conferma della validità del *framework* proposto, si sottolinea che (i) il modello ESA e i suoi indicatori sono stati ampiamente validati a terra in numerose aree campione comparabili con le condizioni ambientali proprie dell'area di studio (Basso et al. 2000, Lavado Contador et al. 2009), (ii) l'indice AQI segue un andamento simile a quello dell'indice ESA standard misurato negli stessi domini spaziali, indicando che esiste una correlazione fra sensibilità al degrado delle terre misurata mediante variabili prevalentemente bio-fisiche e livello di *land use quality* (Salvati & Zitti 2005), (iii) ulteriori analisi sull'AQI, effettuate tramite tecniche regressive parametriche e non parametriche, hanno evidenziato la robustezza dell'indice alla rimozione (singola o multipla) delle variabili componenti (Salvati & Zitti 2005, 2009, unpubl. data).

Abbiamo individuato nella facilità di reperimento e nella disponibilità di informazioni a scala spaziale dettagliata (e per un periodo storico sufficientemente lungo) le caratteristiche più significative per gli indicatori agro-ambientali analizzati. Riteniamo che considerare un più ampio numero di variabili, rispetto allo schema ESA standard (e.g. Basso et al. 2000), porterà un contributo significativo all'informazione geografica sul rischio di desertificazione, indicando, attraverso un approccio multi-temporale, possibili tendenze nei processi di degrado del territorio.

Dal momento che la pressione antropica agisce in genere più rapidamente dei cambiamenti nel clima, nella composizione dei suoli e nelle caratteristiche della vegetazione, fornire informazioni spaziali dettagliate sulla velocità dei processi di degrado e sulle cause di origine antropica rappresenterà lo strumento per indirizzare con più efficacia gli interventi di mitigazione dei fenomeni di desertificazione nei territori vulnerabili (Salvati & Zitti 2005).

9. Conclusioni

L'esperienza descritta in questo lavoro conferma che l'individuazione di un sistema di indicatori per la stima dell'impatto dell'agricoltura, nelle sue varie dimensioni, sull'ecosistema è cruciale nella corretta valutazione della sensibilità ambientale di un dato territorio. Ciò è ancora più significativo in ecosistemi complessi quali i sistemi agricoli e forestali del Mediterraneo, dove la comprensione delle millenarie interazioni fra elementi bio-geo-fisici e socio-economici è indispensabile per evidenziare le aree effettivamente a rischio (Salvati 2010).

Gli indicatori proposti, di immediata formulazione empirica e ricavati da statistiche ufficiali facilmente accessibili, possono essere integrati con altre variabili prodotte a scala locale (e.g., climatiche, pedologiche, vegetazionali, fisiche) già in uso nella cartografia tematica per la stima del rischio di desertificazione sulla base, ad esempio, dell'esperienza

ESA. In particolare, per una valutazione sistemica della vulnerabilità al degrado delle terre, sarebbe opportuno considerare l'indice AQI in connessione con *proxies* di altri fattori ambientali, che solo in parte investono il mondo agricolo, ma che sono già considerate in diverse aree tematiche dalla letteratura recente sul rischio di desertificazione. Citiamo, a solo titolo di esempio, l'erosione dei suoli (attribuita, nel modello ESA, alla dimensione pedologica), la siccità (attribuita alla dimensione climatica), il grado di copertura vegetale (attribuito alla dimensione vegetazione/uso del suolo), le politiche attive di pianificazione territoriale e protezione del territorio, nonché la superficie percorsa dal fuoco ed il rischio di incendio (attribuite alla generica dimensione della gestione del territorio).

La metodologia utilizzata in questo lavoro ha consentito di individuare, per le aree oggetto di studio, il livello di *land use quality* secondo una scala crescente. Un punto potenzialmente debole dello schema ESA è l'attribuzione di indici e di pesi che potrebbero essere di volta in volta posti in discussione. A tal fine, diversi lavori (fra cui citiamo Basso et al. 2000 e Lavado Contador et al. 2009 come più significativi) hanno fornito una validazione a terra dell'indice ESA, che ha sempre prodotto risultati particolarmente significativi nel bacino Mediterraneo (con particolare riferimento a Spagna, Grecia, Italia e Portogallo) a varie scale interpretative (locale, provinciale, regionale). In particolare, tale validazione si è avvalsa di un significativo insieme di punti quotati su cui sono state valutate le principali caratteristiche edafiche e variabili pedologiche, nonché svariati indicatori di degrado dei suoli. E' stato verificato che la distribuzione spaziale dell'indice ESA si correla positivamente alle variabili di degrado bio-geo-fisici e rappresenta quindi un valido indicatore di processo. Abbiamo ritenuto, pertanto, opportuno scegliere gli indicatori ed il sistema di coefficienti associato il più possibile affini, almeno nell'impostazione concettuale, alle informazioni disponibili nella letteratura recente sullo schema ESA (Ceccarelli et al. 2006).

La complessità delle grandezze trattate e la loro necessaria indicizzazione hanno portato, tuttavia, ad alcune assunzioni ed astrazioni metodologiche. Del resto, il criterio adottato nella costruzione del modello ESA, come altri, è lungi dal fornire risposte univoche e, pertanto, può essere soggettivamente ritenuto più o meno rispondente alle questioni poste inizialmente. Tuttavia, l'individuazione di un modello di stima dell'impatto dell'agricoltura sugli ecosistemi mediterranei in termini di *land use quality*, rimane cruciale nella corretta valutazione della predisposizione di un dato territorio agli eventi di siccità, ai processi di *land degradation* e, in definitiva, alla desertificazione.

Sebbene i fenomeni sociali, demografici ed economici siano effettivamente difficili da valutare con le stesse metodologie in uso per i processi bio-geo-fisici (Salvati & Zitti 2005), riteniamo che ulteriori approfondimenti sugli indicatori socio-economici in grado di classificare la predisposizione di un territorio a fenomeni complessi e multidimensionali quali quello della *land degradation*, siano indispensabili, dal momento che la pressione antropica agisce in genere più rapidamente dei cambiamenti nel clima o nella composizione dei suoli e nelle caratteristiche della vegetazione. Questo lavoro ha inteso portare un contributo di riflessione proprio in tale direzione.

Riferimenti bibliografici

- ANPA (2001), Atlante degli indicatori del suolo, RTI CTN_SSC 3, Roma.
- APAT (2004), Annuario dei dati ambientali. Roma.
- Basso F., Bove E., Dumontet S., Ferrara A., Pisante M., Quaranta G. & Taberner M. (2000), "Evaluating environmental sensitivity at the basin scale through the use of geographic information systems and remotely sensed data: an example covering the Agri basin - Southern Italy", *Catena* 40, pp. 19-35.
- Bowen S. & Nowak, P. (2006), *The Relationship Between Farm Size and Environmental Performance*. Proceeding of Annual meeting of the Rural Sociological Society Louisville, Kentucky (USA),
- Brandt J., Geeson N. & Imeson A. (2003), A desertification indicator system for Mediterranean Europe. DESERTLINKS Project (www.kcl.ac.uk/desertlinks).
- Brouwer F.B., Thomas A.J. & Chadwick M.J. (Eds.) (1991), *Land use changes in Europe. Processes of change, environmental transformations and future patterns*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Ceccarelli T., Giordano F., Luise A., Perini L. & Salvati L. (2006), *La vulnerabilità alla desertificazione in Italia: raccolta, analisi, confronto e verifica delle procedure cartografiche di mappatura e degli indicatori a scala nazionale e locale*. National Agency for Environmental Protection, Rome – Manuali e Linee Guida n. 40.
- Conacher A.J. (ed.) (2000), *Land degradation*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Costantini E.A.C., Urbano F., Aramini G., Barbetti R., Bellino F., Bocci M., Bonati G., Fais A., L'Abate G., Loj G., Magini S., Napoli R., Nino P., Paolanti M., Perciabosco M. & Tascone F. (2009), *Rationale and methods for compiling an atlas of desertification in Italy, Land Degradation and Development*, in press.
- DISMED (2003), *Map of sensitivity to desertification and drought in the Mediterranean Basin – Italy*. http://dismed.eionet.eu.int/Facilities/dismed_products.
- Dumanski, J. & Pieri C. (2000), "Land quality indicators: research plan", *Agriculture, Ecosystems and Environment* 81, pp. 93-102.
- Eastwood R., Lipton M. & Newell A. (2010) Chapter 65: 'Farm Size'. *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 4 Edited by: Prabhu Pingali and Robert Evenson ISBN: 978-0-444-51874, North-Holland.
- Enne G. & Zucca C. 2000. *Desertification indicators for the European Mediterranean region. State of the art and possible methodological approaches*. Agenzia Nazionale per la Protezione dell'Ambiente, Rome, Italy.
- Enne G., D'Angelo M. & Zanolla C. (1998), *Indicators for assessing desertification in the Mediterranean*. Nucleo Ricerca Desertificazione, Università di Sassari.
- European Environmental Agency (1995), *Europe's environment. The Dobris assessment*. Copenhagen.
- European Environment Agency (2000), *Down to earth: Soil degradation and sustainable development in Europe*. Environmental Issues Series No 16. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.

- Fasoli M.A. (2003), Indicatori ambientali in agricoltura 2000. Istituto Provinciale di Statistica, Collana ASTAT n. 101, Bolzano.
- Gagliardo P. (2004), Desertificazione: attori, ricerca, politiche. Società Geografica Italiana, Ricerche e Studi n. 14, Roma.
- Gisladottir G. & Stocking M. (2005) “Land degradation control and its global environmental benefits”, *Land Degradation and Development*, 16, pp. 99-112.
- Grove A.T. & Rackham O. (1996), Physical, biological and human aspects of environmental change. Medalus II. Final Report. Medalus Office, Berkshire, UK.
- Guidoboni E. (1998) Ricostruzione storica dei fenomeni di desertificazione e di degrado del territorio in Italia. ENEA – SGA, Bologna.
- Knerr B. (1998), Impact of labour migration on the sustainability of agricultural development in arid regions. In: Clarke J. & Noin D. Population and environment in arid regions (Man and Biosphere Series 19). UNESCO, New York.
- Kosmas C., Kirkby M. & Geeson N. (1999), The MEDALUS project. Mediterranean desertification and land use. Manual on key indicators of Desertification and mapping environmental sensitive areas to desertification. EUR 18882, Bruxelles, Belgium.
- Istat (2003), Principali fattori agricoli di pressione sull’ambiente. Collana Argomenti n. 27, Roma.
- Lavado Contador J.F., Schnabel S., Gomez Gutiérrez A. & Pulido Fernandez M. (2009), “Mapping sensitivity to land degradation in Extremadura, SW Spain”, *Land Degradation and Development*, forthcoming.
- Montanarella L. (2007), Trends in land degradation in Europe. In: Sivakumar, M.V., N’diangui, N. (Eds.), *Climate and land degradation*. Springer, Berlin.
- Motroni A., Canu S., Bianco G. & Loj G. (2004), Carta delle aree sensibili alla desertificazione in Sardegna. Rapporto finale Progetto ‘DesertNet’, Cagliari.
- OECD (2005), *OECD Environmental indicators. Compendium*, OECD Publishing, Paris.
- Quaranta G. & Salvia R. (2005), Riqualficazione e gestione del territorio, lotta alla desertificazione e sviluppo sostenibile – Buone pratiche per i territori rurali. Franco Angeli, Milano.
- Rubio J.L. & Bochet E. (1998), “Desertification indicators as diagnosis criteria for desertification risk assessment in Europe”. *Journal of Arid Environment* 39, pp. 113-120.
- Rubio J.L. & Recatalà L. (2006), The relevance and consequences of Mediterranean desertification including security aspects. In: Kepner W.G., Rubio J.L., Mouat D.A. and Pedrazzini F. (eds.) *Desertification in the Mediterranean Region: a Security Issue*. Springer, The Netherlands, pp. 133–165.
- Salvati L. & Zitti M. (2005), “Land degradation in the Mediterranean basin: linking biophysical and economic factors into an ecological perspective”. *Biota – International Journal of Biology and Ecology*, 5, pp. 67 – 77.
- Salvati L. & Zitti M. (2007), “Territorial disparities, natural resource distribution, and land degradation: a case study in southern Europe”, *Geojournal* 70, pp. 185-194.

- Salvati L. & Zitti M. (2008), "Regional convergence of environmental variables: empirical evidences from land degradation". *Ecological Economics* 68: 162-168.
- Salvati L., Zitti M., Ceccarelli T. & Perini L. (2009) "Developing a synthetic index of land vulnerability to drought and desertification". *Geographical Research* 47(3), 280-291.
- Salvati L. & Zitti M. (2009), "Multivariate analysis of socio-economic indicators as a measure of sensitivity to land degradation in the ESA model". *International Journal of Ecological Economics and Statistics* 15(F09), 93-102.
- Salvati L. (2010), *Le interrelazione del settore agricolo con l'ambiente*. Collana Argomenti, Istituto Nazionale di Statistica, Roma.
- Shannon H. & Weaver C.E. (1949), *The mathematical theory of communication*. Illinois University Press, Urbana.
- Thornes J.B. & Brandt J. (1995), *Mediterranean desertification and land use*, John Wiley & Sons, Chichester, UK.
- Trisorio A. (2005), *Misurare la sostenibilità, indicatori per l'agricoltura italiana*. Istituto Nazionale di Economia Agraria, Roma.
- UNCCD (1977), *Desertification: its causes and consequences*. Pergamon Press, Oxford, UK.
- Walpole S., Sinden J. & Yapp T. (1996), "Land quality as an input of production: the case of land degradation and agricultural output." *Economic Analysis and Policy* 26(2), pp. 185-207.
- Wilson G.A. & Juntti M. (2005), *Unravelling Desertification: Policies and Actor Networks in Southern Europe*. Wageningen Academic Publishers, Wageningen.

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 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.