

rivista di statistica ufficiale

n. 2-3
2013

Temi trattati

Previsioni stocastiche della popolazione nell'ottica di un Istituto Nazionale di Statistica

Gianni Corsetti, Marco Marsili

Estimating Business Statistics by integrating administrative and survey data: an experimental study on small and medium enterprises

Orietta Luzi, Giovanni Seri, Viviana De Giorgi e Giampiero Sesto

Conti patrimoniali, beni culturali ed informazione statistica: le criticità nella loro compilazione

Fabrizio Antolini

A two-step selective editing procedure based on contamination models

Marco Di Zio, Ugo Guarnera

rivista di statistica ufficiale

n. 2-3
2013

Temi trattati

- Previsioni stocastiche della popolazione nell'ottica di un Istituto Nazionale di Statistica
Gianni Corsetti, Marco Marsili 5
- Estimating Business Statistics by integrating administrative and survey data: an experimental study on small and medium enterprises
Orietta Luzi, Giovanni Seri, Viviana De Giorgi e Giampiero Sesto 31
- Conti patrimoniali, beni culturali ed informazione statistica: le criticità nella loro compilazione
Fabrizio Antolini 51
- A two-step selective editing procedure based on contamination models
Marco Di Zio, Ugo Guarnera 71

Direttore responsabile

Patrizia Cacioli

Comitato scientifico

Giorgio Alleva

Tommaso Di Fonzo

Fabrizio Onida

Emanuele Baldacci

Andrea Mancini

Linda Laura Sabbadini

Francesco Billari

Roberto Monducci

Antonio Schizzerotto

Comitato di redazione

Alessandro Brunetti

Stefania Rossetti

Romina Fraboni

Daniela Rossi

Marco Fortini

Maria Pia Sorvillo

Segreteria tecnica

Daniela De Luca, Laura Peci, Marinella Pepe, Gilda Sonetti

Per contattare la redazione o per inviare lavori scrivere a:

Segreteria del Comitato di redazione della Rivista di Statistica Ufficiale

All'attenzione di Gilda Sonetti

Istat – Via Cesare Balbo, 16 – 00184 Roma

e-mail: rivista@istat.it

rivista di statistica ufficiale

n. 2-3/2013

Periodico quadrimestrale

ISSN 1828-1982

Registrato presso il Tribunale di Roma

n. 339 del 19 luglio 2007

Istituto nazionale di statistica

Via Cesare Balbo, 16 – Roma

Stampato nel mese di Febbraio 2014

presso il Centro stampa dell'Istat

Via Tuscolana 1788 – Roma

Copie 260

Previsioni stocastiche della popolazione nell'ottica di un Istituto Nazionale di Statistica^{1 2}

Gianni Corsetti,³ Marco Marsili⁴

Sommario

In questo lavoro le ultime previsioni demografiche (2011-2065) condotte dall'Istat rappresentano il punto di partenza per la produzione di previsioni stocastiche, riferite alla popolazione italiana nel complesso.

Con lo scopo di superare i tradizionali limiti della metodologia di tipo deterministico, riguardanti in particolare l'assenza di misure di probabilità associabili alle stime, sono stati implementati due metodi probabilistici: uno basato sulle "opinioni condizionali degli esperti" (Billari et al., 2010), l'altro basato sullo "scaled model of error" (Alho e Spencer, 1997). Sul piano dei risultati il primo dei due metodi proposti risulta più affidabile in termini di valutazione dell'incertezza. Infine, con un punto di vista di produttori istituzionali, nel corso dell'esposizione si tenta di individuare potenzialità e limiti dell'approccio stocastico in generale.

Abstract

The latest official projections for Italy with base year 2011 have been developed by the Italian National Institute of Statistics (Istat) on a set of assumptions about future levels of fertility, mortality and migration – until 2065 –, according to the so called "scenario" approach. In this paper, this latter, purely deterministic information represents the starting point for developing stochastic population projections for Italy as a whole.

Stochastic population forecasts have been produced to overcome the limits associated with the traditional methodology: lack of probability attached to the projections and consequent absence of information about the uncertainty associated with them. For that purpose, two methods have been implemented: a forecast based on the Conditional Expert Opinions (Billari et al., 2010) and another based on the Scaled Model of Error (Alho and Spencer, 1997). Despite the former can be retained more suitable in terms of uncertainty assessment, the aim of this study is to identify potential and limits of stochastic forecasting from the perspective of official projection-makers.

Keywords: population projections, stochastic approach, uncertainty.

¹ Nonostante l'articolo sia frutto del lavoro congiunto dei due autori, i paragrafi 1,2 e 5 possono essere attribuiti a Marco Marsili, mentre i paragrafi 3 e 4 possono essere attribuiti a Gianni Corsetti.

² Una versione preliminare dell'articolo è stata presentata alla *European Population Conference 2012*, Sessione 110, *Issues in stochastic forecasting*, 13-16 giugno 2012, Stoccolma.

³ Istat, Direzione centrale delle statistiche socio-demografiche e ambientali, e-mail: giacorsetti@istat.it.

⁴ Istat, Direzione centrale delle statistiche socio-demografiche e ambientali, e-mail: marsili@istat.it.

Le opinioni espresse in questo lavoro impegnano esclusivamente gli autori e non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat.

1. Introduzione

L'Istituto Nazionale di Statistica (Istat) ha una consolidata tradizione nel campo delle previsioni demografiche. Dalla metà degli anni '80 l'Istat produce, infatti, le previsioni ufficiali per l'Italia adottando un approccio di tipo deterministico. Questa metodologia prevede la costruzione di tre varianti plausibili, realizzate in base a ipotesi differenziate circa l'evoluzione futura delle componenti demografiche in gioco (natalità, mortalità, migratorietà), nel più generale quadro del *cohort-component model* (Rogers, 1985).

Le ultime previsioni ufficiali (2011-2065) sono state sviluppate formulando ipotesi fino al 2065 sui futuri livelli della fecondità, della mortalità e del movimento migratorio, nel contesto del cosiddetto approccio scenario (Cliquet, 1993): una variante principale viene definita come scenario sul quale maggiormente si fondano le aspettative future; questa viene a sua volta integrata da due varianti, ovvero lo scenario alto e basso, che hanno il compito di definire, in un contesto deterministico, il livello futuro di incertezza.

Le previsioni demografiche dell'Istat presentano un profilo multi-regionale: prodotte distintamente per regione (livello NUTS2), i dati per l'Italia nel complesso sono il frutto del risultato che si ottiene dalla somma di 21 previsioni regionali. Le ipotesi demografiche regionali sono definite individualmente in un quadro di progressiva convergenza. Ciò comporta che le regioni, per ciascuna componente demografica, raggiungono lo stesso valore in un ipotetico anno del lontano futuro, posto oltre l'orizzonte temporale delle previsioni.

Negli ultimi anni, presso alcuni Istituti di Statistica nazionali e internazionali, hanno preso piede diverse strategie per il superamento del modello deterministico e per il passaggio a un approccio di tipo probabilistico. Tra i più interessanti studi di questo genere, possono essere citati quelli eseguiti presso *UN-Population Division* (Heilig et al., 2010), *Eurostat* (Bertino et al., 2010), Regno Unito-*ONS* (Rowan e Wright, 2010) e, soprattutto, le previsioni pubblicate dal *CBS* (Paesi Bassi), il primo ufficio statistico a diffondere online previsioni probabilistiche sul sito internet istituzionale (CBS, 2011).

L'obiettivo principale delle previsioni stocastiche è quello di misurare l'incertezza associata ai valori previsti, determinando gli intervalli di confidenza delle variabili demografiche. Rispetto alle previsioni deterministiche, dove all'utente non vengono fornite misure di probabilità, si tratta di un avanzamento metodologico importante. Di fatto, col passaggio all'approccio stocastico, l'utente può smettere di affidarsi ciecamente al lavoro degli esperti, che per lui hanno predefinito i confini alternativi alla variante ritenuta "più probabile" (Abel et al., 2010), fino a potersi scegliere personalmente il grado di fiducia da assegnare ai risultati. Peraltro, la pratica di utilizzare l'approccio a scenari, adottata da molti uffici statistici, è stata in passato oggetto di critiche anche sul piano definitorio. Gli scenari deterministici alto e basso, si sostiene, mostrano il limite di risultare piuttosto improbabili a verificarsi, pur essendo costruiti per tenere conto del fatto che il futuro è incerto (Lee, 1998).

Definite una serie di ipotesi sulle distribuzioni di probabilità sottostanti, le previsioni stocastiche offrono, invece, il vantaggio di fornire all'utente la probabilità associata a ciascun parametro demografico del suo verificarsi in futuro.

Negli ultimi anni sono stati sviluppati diversi metodi di previsione stocastica e tre sono i filoni di appartenenza nei quali è possibile raggrupparli:

- previsioni probabilistiche basate sull'analisi degli errori delle previsioni passate;
- previsioni probabilistiche basate sulle opinioni degli esperti;

- previsioni probabilistiche basate sull'analisi di serie storiche.

In questo lavoro si illustra il tentativo di costruire previsioni demografiche probabilistiche per il complesso dell'Italia, in aggiunta e in confronto alle previsioni deterministiche ufficiali rilasciate dall'Istat.

Due sono i metodi implementati: uno basato sulle *expert conditional opinions* (Billari et al, 2012.); un secondo applicando il modello denominato *Scaled Model of Error* (Alho e Spencer, 1997). Il primo metodo, che rientra nella classe dei modelli *random scenario*, usa i pareri forniti da esperti circa l'evolvere dei principali indicatori demografici e, quindi, deriva da tali pareri le distribuzioni di probabilità condizionate. Il secondo si basa sull'estrapolazione degli errori empirici da previsioni condotte in passato, al fine di individuare un modello probabilistico degli errori da associare alle nuove previsioni.

Per entrambi i metodi stocastici le ipotesi di lavoro definite nelle previsioni ufficiali dell'Istat costituiscono la base informativa di partenza. In particolare, nel metodo *expert-based* i pareri degli esperti sono stati sostituiti dagli scenari deterministici Istat, ipotizzando che, in questa prima fase sperimentale tesa a valutare l'efficacia del modello, tale scelta risulti sufficiente a surrogare gli esperti esterni. Nello *Scaled Model of Error* i dati di input sono costituiti dai tassi specifici di fecondità e mortalità per singolo anno di età, e dai valori assoluti per età del numero di immigrati ed emigrati con l'estero. In pratica, dalle previsioni deterministiche si deriva l'input per i due metodi stocastici, ma differenti sono le modalità con le quali quest'ultimo è incluso nel trattamento dei dati.

La sezione seguente illustra le scelte operative e le procedure adottate per il trattamento delle ultime previsioni deterministiche dell'Istat (Istat, 2011).

Nella terza sezione si espongono i metodi stocastici e la loro implementazione sulla base degli input a disposizione.

Nell'ultima parte vengono riassunti i risultati conseguiti grazie ai due metodi stocastici, illustrando anche un confronto col metodo deterministico. Purtroppo, in questo lavoro non è stato possibile effettuare confronti tra i risultati qui proposti e quelli ottenuti in precedenti simulazioni stocastiche sull'Italia, condotte da altri Istituti. In primo luogo, ciò si deve al fatto che tali studi sono stati finora limitati. Inoltre, gli unici disponibili hanno il difetto di essere o troppo datati (cfr. UPE, Alho e Nikander, 2004), e dunque superati dagli eventi demografici recenti, oppure non trattano integralmente ogni componente demografica sotto l'approccio probabilistico, come nel caso del modello recentemente proposto dalla UN-Population Division (UN, 2011) da cui sono escluse le migrazioni internazionali.

Le conclusioni riassumono, in sintesi, vantaggi e svantaggi dei vari metodi, dando spazio alle prospettive ma anche ai nodi irrisolti per gli Istituti di Statistica in funzione dell'uno o dell'altro approccio.

2. Le proiezioni deterministiche ufficiali: dati, metodologia e ipotesi

2.1 Dati e metodologia

Le elaborazioni delle ultime previsioni Istat sono condotte con il tradizionale *cohort-component model*, col classico obiettivo di prevedere la numerosità degli eventi demografici in ciascun anno di calendario, classificati per regione, sesso e singola classe di età.

Le ipotesi demografiche sono state definite ricorrendo alle seguenti serie di dati:

- per la fecondità, i tassi specifici per età del periodo 1952-2008;
- per la mortalità, le tavole di mortalità del periodo 1974-2008;
- per le migrazioni nazionali e internazionali, i dati del periodo 2005-2009.

Sulla base di alcuni dati provvisori già disponibili e con opportuni procedimenti di stima, tali serie storiche sono state quindi completate fino al 2010. La popolazione base delle previsioni è pertanto quella al 1° gennaio 2011.

Come premesso in introduzione, è stata adottata una ipotesi di convergenza tra le regioni italiane, assumendo che le differenze territoriali in termini di comportamento demografico tendano a diminuire nel lungo periodo. Il concetto di convergenza nelle previsioni demografiche è stato ampiamente utilizzato anche nel recente passato (UN-Population Division, 2011; Eurostat 2011). L'assunto principale è che le differenze socio-economiche e culturali tra le regioni tenderanno a ridursi progressivamente nel lungo termine, implicando anche una convergenza nel contesto demografico. Peraltro, il vincolo di convergenza è utile anche per limitare la variabilità regionale dei futuri andamenti delle tre componenti demografiche, consentendo di evitare la definizione di scenari irrealistici a livello nazionale.

Dal punto di vista operativo la piena convergenza tra le regioni è stata fissata ben oltre l'orizzonte temporale delle previsioni. Le scelte effettuate per garantire lo scenario di convergenza variano a seconda della componente demografica. Tali scelte sono descritte di seguito, assieme alle ipotesi dalle quali si sono ricavate intensità complessiva e profili per età dei principali indicatori demografici futuri.

2.2 Ipotesi sulla fecondità

La previsione del Tasso di Fecondità Totale (TFT) per l'Italia e per ogni singola regione è stata condotta ricorrendo alla *time-series analysis* applicata ai dati dal 1952 al 2010. Da tale analisi un modello della classe *LogisticARIMA(1,1,0)* è apparso come il più idoneo a prevedere l'intensità futura del comportamento riproduttivo. Il vincolo di convergenza sullo scenario centrale prevede che, dal 2011 al 2130 (anno di convergenza), il TFT di ogni regione converga linearmente al valore nazionale.

Gli scenari alternativi sono stati definiti utilizzando gli intervalli di confidenza delle previsioni dello scenario principale, a livello sia regionale sia nazionale, e ripetendo lo stesso procedimento di convergenza descritto sopra.

Nello scenario centrale si prevede un andamento crescente del TFT nazionale, che passa da 1,42 a 1,61 figli per donna nel periodo 2011-2065. Lo scenario alto presenta una crescita più consistente, che giunge fino a 1,83 figli per donna. Infine, nello scenario basso il TFT si mantiene sostanzialmente costante, raggiungendo nel 2065 un valore pari a 1,38 figli per donna.

Il profilo per età del comportamento riproduttivo è stato determinato in termini di tassi specifici di fecondità per età della madre. La serie 1952-2010 di tali tassi è stata modellata utilizzando un sistema di funzioni *quadratic splines* (QS) sviluppato da Schmertmann (2003). In generale, il modello di Schmertmann descrive la curva dei tassi di fecondità in funzione di tre parametri:

- l'età di inizio dell'età fertile α ;
- l'età P in cui la fecondità raggiunge il suo livello massimo;
- la più giovane età H dopo P nella quale la fecondità si dimezza rispetto al livello

massimo.

Il modello QS adatta cinque polinomi di secondo grado alle curve di fecondità. La funzione finale risulta continua con la derivata prima anch'essa continua. Inoltre, grazie ad opportune restrizioni matematiche essa è univocamente determinata dai tre parametri $[\alpha, P, H]$ elencati sopra.

La previsione fino al 2065 dei tre parametri di Schmertmann per ogni regione e per l'Italia nel complesso è stata prodotta come segue:

- α è modellato come un AR (1) e si ipotizza sia identico per ciascuna variante;
- P e H sono modellate come un LogisticARIMA (2,1,0);
- le stime regionali di α, P e H convergono al 2130 ai valori ottenuti per l'Italia.

La tabella 1 illustra per l'Italia le ipotesi di scenario per il TFT e per i singoli parametri del modello di Schmertmann.

Tabella 1 - Parametri del modello di Schmertmann e TFT per scenario, Italia 2011-2065

ANNO	α	P			H			TFT		
		Basso	Centrale	Alto	Basso	Centrale	Alto	Basso	Centrale	Alto
2011	11,96	32,37	32,52	32,65	37,54	37,67	37,80	1,40	1,42	1,44
2020	12,39	32,24	32,92	33,49	37,46	37,91	38,32	1,38	1,46	1,53
2030	12,68	32,01	33,17	34,11	37,26	37,95	38,58	1,37	1,49	1,60
2040	12,85	31,71	33,36	34,58	37,10	37,98	38,77	1,37	1,53	1,67
2050	12,95	31,44	33,50	34,93	36,94	38,00	38,91	1,37	1,56	1,74
2060	13,04	31,20	33,62	35,19	36,79	38,00	39,01	1,37	1,60	1,80
2065	13,07	31,10	33,67	35,31	36,73	38,00	39,05	1,38	1,61	1,83

2.3 Ipotesi sulla mortalità

Le previsioni circa la misura complessiva dei decessi e della loro distribuzione per età sono state prodotte ricorrendo al modello di Lee-Carter (Lee e Carter, 1992). Il modello approssima la forma logaritmica dei tassi di specifici di mortalità utilizzando i seguenti parametri: $k(t)$, $a(x)$ e $b(x)$. Il primo è un indice di mortalità generale variabile nel tempo, mentre $a(x)$ e $b(x)$ sono parametri che dipendono soltanto dall'età. I tre parametri sono tra loro collegati da una relazione quasi costante, che nel caso di specie è stata derivata applicando il modello alla serie storica 1974-2000.

Come per la fecondità, anche per la mortalità la costruzione del modello origina dalla definizione di uno scenario di riferimento a livello nazionale. La previsione si determina proiettando nel futuro il solo parametro $k(t)$ nazionale, mentre i parametri $a(x)$ e $b(x)$ rimangono in questa fase invariati nel tempo. In particolare, la trasformazione logaritmica dei tassi di mortalità porta a determinare una serie 1974-2010 del parametro $k(t)$ che, per via della sostanziale linearità, è stata proiettata sul 2011-2065 con la tecnica del *random walk with drift*. Ottenuto in tal modo lo scenario centrale, gli scenari alternativi sono stati poi generati selezionando opportuni intervalli di confidenza della serie prevista $k(t)$.

Tabella 2 - Speranza di vita alla nascita e all'età di 65 anni per sesso e scenario, Italia 2011-2065

ANNO	Maschi						Femmine					
	Alla nascita			A 65 anni			Alla nascita			A 65 anni		
	Basso	Centrale	Alto	Basso	Centrale	Alto	Basso	Centrale	Alto	Basso	Centrale	Alto
2011	79,2	79,5	79,8	18,3	18,4	18,6	84,3	84,6	84,9	21,8	22,0	22,2
2020	80,2	81,2	82,1	18,9	19,5	20,2	85,1	86,2	87,2	22,4	23,2	24,0
2030	81,4	82,8	84,1	19,7	20,7	21,6	86,2	87,7	89,2	23,2	24,5	25,7
2040	82,5	84,2	85,7	20,5	21,7	22,8	87,1	89,1	90,8	24,0	25,5	27,0
2050	83,4	85,3	87,0	21,1	22,5	23,8	87,9	90,2	92,2	24,6	26,5	28,2
2060	84,1	86,2	88,1	21,6	23,2	24,7	88,6	91,1	93,4	25,1	27,3	29,2
2065	84,4	86,6	88,6	21,8	23,5	25,1	88,8	91,5	93,8	25,4	27,6	29,7

Le ipotesi a livello regionale vengono fatte discendere dallo scenario di riferimento nazionale stimando in primo luogo i valori regionali dei tre parametri nel 1974-2000 con la stessa metodologia e, successivamente, facendo convergere ogni parametro regionale al corrispondente parametro nazionale al 2165. Pertanto, come conseguenza del processo di convergenza e diversamente dall'impostazione classica del modello di Lee-Carter, qui si fanno variare nel tempo anche i parametri regionali $a(x)$ e $b(x)$.

Guardando ai risultati più evidenti, la speranza di vita alla nascita è prevista in aumento, soprattutto per gli uomini, sebbene non allo stesso ritmo di quello osservato negli ultimi 30 anni. In particolare, nello scenario centrale la speranza di vita alla nascita sale da 79,5 a 86,6 anni per gli uomini (+7,1) e da 84,6 a 91,5 anni per le donne (+6,9).

2.4 Ipotesi sui flussi migratori

Negli ultimi anni i flussi di immigrati sono diventati più sostenuti che in passato, in particolare a causa del crescente numero di arrivi dall'Europa orientale e dalle zone del sud del mondo. Come risultato, le migrazioni internazionali rappresentano ormai una componente cruciale anche per le previsioni demografiche. Esse comporteranno, infatti, un significativo impatto sia sulla struttura per età della popolazione sia sulla composizione etnica del Paese.

Pertanto, al fine di catturare le tendenze più recenti, le previsioni Istat concentrano l'analisi solo sugli ultimi sei anni, vale a dire sul 2005-2010. Questo limite, unito alla generale complessità di costruire modelli di previsione sulle migrazioni internazionali, sconsiglia l'utilizzo di un approccio basato su analisi di serie storiche, preferendo scegliere un modello molto più semplificato.

A fronte di ciò, nel primo anno di proiezione (2011) gli ingressi e le uscite totali sono costruite sul valore medio osservato nel corso degli ultimi sei anni. In conformità con il quadro generale di convergenza del modello previsivo, si suppone che ingressi e uscite convergano nel lungo periodo al medesimo livello, ossia alla semisomma iniziale dei due valori.

La procedura descritta sopra, applicata distintamente per regione, conduce ai risultati nazionali che sono illustrati nella Figura 1. Ciò che differenzia le tre varianti è l'anno in cui la convergenza verrebbe a verificarsi: nel 2130 per lo scenario centrale, nel 2095 in quello basso e nel 2165 in quello alto. Il modo in cui i flussi in uscita convergono nel lungo periodo è lineare, mentre è quasi lineare per i flussi in entrata. Infatti, per i primi anni di

previsione è stato introdotto un fattore di riduzione decrescente all'immigrazione, in modo da accelerare la decrescita del numero di arrivi. Con questa riduzione non solo si generano valori maggiormente plausibili circa il numero totale di immigrati lungo il periodo di previsione ma si evita anche una crescita improbabile della popolazione con origine straniera.

Una volta determinati i totali dei flussi in ingresso e in uscita, le distribuzioni per età vengono derivate applicando il modello *Castro-Rogers* (Rogers and Castro, 1981) ai microdati osservati del periodo 2005-2010. I parametri del modello vengono poi tenuti costanti lungo il periodo di previsione (Figura 2).

Anche se non rappresenta un elemento di analisi del presente studio, vale la pena ricordare l'importante ruolo svolto dalle migrazioni interne per un Paese come l'Italia quando si lavora su previsioni regionali. Il loro contributo nel determinare lo sviluppo della popolazione regionale resta ancora significativo, soprattutto se confrontato con la debole dinamica prodotta dalle componenti del movimento naturale, la natalità e la mortalità. Per l'Italia si valuta che nel corso degli ultimi cinque anni, in media circa 1,4 milioni di persone abbiano trasferito la residenza per altre destinazioni interne, il 25% dei quali con destinazione interregionale.

Nelle previsioni regionali dell'Istat si è tenuto sempre conto delle migrazioni interne. Il modello parte dalla costruzione di una matrice multi-regionale di probabilità migratorie per regione di origine, regione di destinazione, sesso ed età. Tale matrice, applicata alla popolazione a rischio di migrare, fornisce, per ogni anno di previsione una serie coerente di immigrati/emigrati da/per ogni regione. Più in dettaglio, la matrice di probabilità è costruita applicando il modello *Castro-Rogers* ai microdati 2005-2010, per ogni coppia regionale origine/destinazione. Gli scenari alternativi vengono costruiti con un approccio deterministico, aumentando o diminuendo il livello di migrazione interna tra le regioni italiane (ad esempio, modificando la propensione a spostarsi dal Sud verso le regioni settentrionali diminuendola del 5% ogni anno).

Figura 1 - Migrazioni internazionali: valori attesi del numero di Emigrati e Immigrati per anno di calendario e scenario (in migliaia)

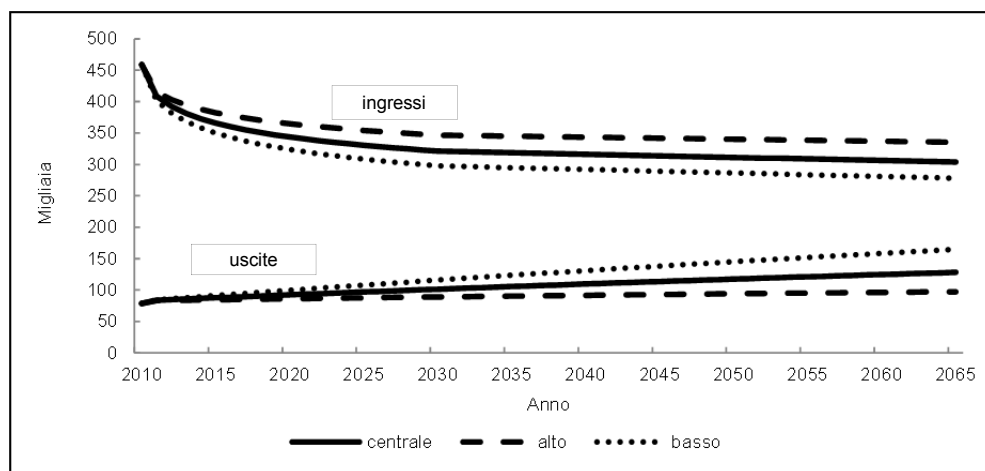
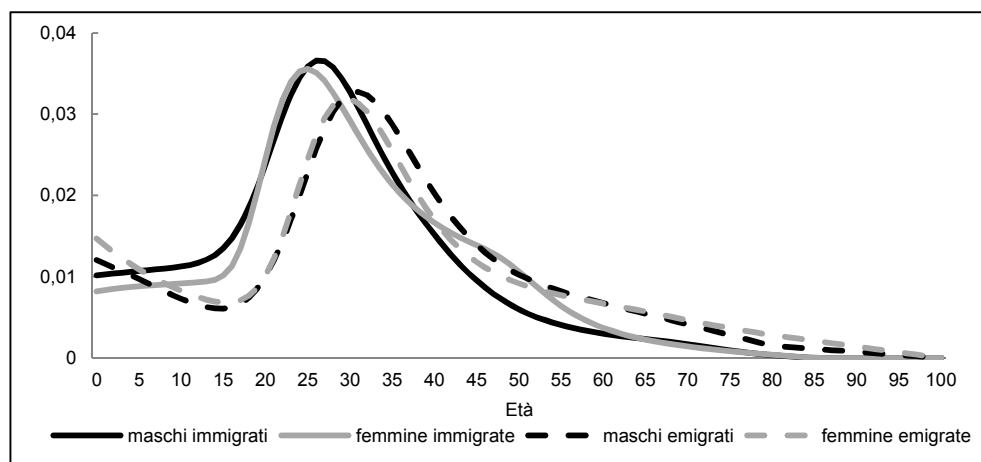


Figura 2 - Migrazioni internazionali: profili per età degli immigrati e degli emigrati per sesso

3. Implementazione di due modelli stocastici a livello nazionale

Prima di descrivere i dettagli delle procedure utilizzate per la costruzione delle previsioni stocastiche, è necessario fare alcune considerazioni sulle ragioni che ci hanno indirizzato nella scelta dei due metodi probabilistici proposti.

Il metodo *Scaled Model of Error* (SME) è stato ampiamente utilizzato in studi internazionali nel corso dell'ultimo decennio. Esso rappresenta un punto di riferimento per gli studiosi che mirano a produrre previsioni probabilistiche. Si deve inoltre sottolineare la sua semplicità di utilizzo, grazie alla disponibilità del software PEP (*Program of Error Propagation*), dei parametri necessari alla sua esecuzione e di un'ampia e approfondita bibliografia sull'argomento.

Il secondo metodo, basato sulle opinioni condizionali degli esperti, è invece piuttosto nuovo, anche se i presupposti teorici su cui si basa sono meno recenti. Nonostante ciò, a nostro avviso questo metodo è facile da comprendere e da applicare. Peraltro, esso consente ampia flessibilità per ciò che concerne i dati e le ipotesi che occorrono alla sua applicazione.

Ricordiamo, inoltre, che le previsioni deterministiche dell'Istat forniscono i dati di input per le due previsioni probabilistiche, che potranno così essere uniformemente sottoposte a comparazione relativamente ai risultati prodotti. In particolare, le proiezioni deterministiche offrono il punto di riferimento dei risultati generati con i metodi stocastici, soprattutto per quanto riguarda la misurazione dell'incertezza che è, come ricordato sopra, il vero valore aggiunto che si ottiene con l'introduzione dei metodi probabilistici.

Nello specifico, senza fare ricorso a esperti esterni, considereremo noi stessi come esperti e le previsioni deterministiche come la risposta di un esperto per l'implementazione del modello *expert-based*. Invece, per ciò che concerne il metodo *Scaled Model of Error*, le previsioni deterministiche forniscono gli input necessari per eseguire il software PEP sotto forma di valori attesi delle distribuzioni statistiche delle tre componenti demografiche.

3.1 Il modello Expert-Based

Il modello *expert-based* (EBM) si fonda sull'elicitazione di una serie di parametri da cui viene derivata la futura evoluzione stocastica di ciascuna componente demografica. Gli esperti sono chiamati a fornire dei valori rispetto ad una serie di indicatori demografici di sintesi, condizionatamente ai valori assunti dagli stessi indicatori in istanti di tempo precedenti (Billari, Graziani e Melilli, 2010). Indicare il valore della speranza di vita alla nascita nell'anno 2065 dato il valore previsto nel 2040, è un pratico esempio di come funziona il meccanismo.

Per ogni indicatore demografico (R) si prendono in considerazione due istanti temporali: un anno intermedio $t(1)$ e un anno $t(2)$ corrispondente all'ultimo anno di previsione. Nel nostro studio si considera $t(0) = 2011$, $t(1) = 2040$, $t(2) = 2065$, generando in questo modo due sotto-intervalli, 2011-2040 e 2040-2065.

Si presume che il vettore $\{R[t(1)], R[t(2)]\}$ si distribuisca come una normale bivariata. Il passo successivo è quello di ottenere i valori del parametro demografico per ogni anno di previsione tramite interpolazione di funzioni lineari o quadratiche. La scelta tra le due modalità di interpolazione, lineare o quadratica, viene assunta in base a un criterio di rappresentabilità ottimale derivante dallo studio della serie storica osservata.

Abbiamo scelto di sintetizzare le componenti demografiche attraverso i seguenti indicatori: tasso di fecondità totale (TFT); speranza di vita alla nascita per sesso (LEM, LEF); migrazioni con l'estero per sesso (IMM, IMF, EMM, EMF). Le distribuzioni per età di tali indicatori (tassi specifici di fecondità e mortalità, numero di migranti in ciascuna classe di età) sono derivate successivamente applicando modelli demografici di cui si fa menzione in seguito.

Per la fecondità la risposta degli esperti consiste nel valore previsto del TFT nel 2040 e nel 2065 in base agli scenari deterministici dell'Istat. Da tale coppia di valori si determina la previsione dei due sotto-intervalli 2011-2040 e 2040-2065 attraverso un'interpolazione lineare. Come si può vedere, il vantaggio principale del metodo consiste nella sua estrema semplicità: sono sufficienti due valori dell'indicatore del TFT, in questo caso, per derivare tutta la serie 2011-2065. Analogo procedimento viene adottato per ricavare i tassi specifici di fecondità per età della madre. In tal caso oggetto di valutazione sono i due parametri P e H del modello di Schmertmann che sono stati esplicitati al 2040 e al 2065 in base agli scenari deterministici Istat.

L'interpolazione della speranza di vita alla nascita nei due sub-intervalli di tempo è ottenuta tramite una funzione quadratica. I tassi specifici per età provengono dal modello di Lee-Carter nazionale. In questo caso i parametri $a(x)$ e $b(x)$ rimangono invariati rispetto al modello deterministico, mentre il parametro $k(t)$ si ottiene ex-post vincolando il modello ai valori della speranza di vita alla nascita ottenuti con le elicitazioni.

Per le emigrazioni all'estero la funzione prescelta per interpolare i due periodi 2011-2040 e 2040-2065 è di tipo lineare, mentre per le immigrazioni dall'estero è di tipo quadratico. Sia per le emigrazioni sia per le immigrazioni la struttura per singolo anno di età è determinata col modello *Castro-Rogers*, conservando i parametri definiti con le previsioni deterministiche. Nella Tabella 3 sono riportati i valori degli indicatori ricavati sotto le ipotesi degli scenari centrale e alto delle previsioni Istat.

Tabella 3 - Ipotesi Istat su fecondità, speranza di vita alla nascita e migrazioni internazionali - anni 2040 e 2065

INDICATORI	2010	2040	2040	2065	2065
	Osservato	Centrale	Alto	Centrale	Alto
TFT	1,41	1,53	1,67	1,61	1,83
P	32,57	33,36	34,58	33,67	35,31
H	37,75	37,98	38,77	38,00	39,05
Speranza di vita -maschi	79,20	84,20	85,70	86,60	88,60
Speranza di vita -femmine	84,40	89,10	90,80	91,50	93,80
Immigrati – maschi	199.880	146.048	158.460	141.286	155.487
Immigrati – femmine	231.895	170.163	184.891	162.568	179.850
Emigrati – maschi	39.738	55.898	47.930	64.204	50.427
Emigrati – femmine	33.630	53.824	43.771	63.917	46.861

Per stimare la variabilità attraverso la quale ottenere la previsione stocastica si ricorre, ancora una volta, all'output delle previsioni deterministiche. La variabilità complessiva della previsione deterministica può essere misurata confrontando lo scenario centrale con uno dei due scenari alternativi. Al fine di evitare una sottostima della varianza è necessario scegliere lo scenario che si discosta maggiormente da quello centrale. Nel nostro caso, la scelta tra le due varianti è interamente soggettiva perché non influenza i risultati. I valori forniti dagli scenari alto e basso sono, infatti, pressoché equidistanti dallo scenario centrale e, per questo motivo, il calcolo delle varianze e covarianze produce valori molto vicini tra loro.

Nell'ipotesi che gli indicatori siano indipendenti, esplicitare la distribuzione normale bivariata $\{R [2040], R [2065]\}$, conduce quindi a definire:

- $\mu(1)$ come il valore assunto dall'indicatore R nello scenario centrale al tempo $t(1)$;
- $q(1)$ come il valore assunto dall'indicatore R nello scenario alto al tempo $t(1)$, valore che può essere considerato come il quantile di ordine q della distribuzione;
- $\mu(2) = E \{R [2065] | R [2040] = \mu(1)\}$ come il valore assunto nello scenario centrale dall'indicatore R al tempo $t(2)$, dato che, al tempo $t(1)$, lo stesso aveva assunto il valore $\mu(1)$;
- $q(2) = E \{R [2065] | R [2040] = q(1)\}$ come il valore assunto nello scenario alto per l'indicatore R al tempo $t(2)$ dato che, al tempo $t(1)$, lo stesso aveva assunto il valore $q(1)$.

Una volta raccolti i dati necessari si è nelle condizioni di definire il processo stocastico per ciascun indicatore demografico.

Sulla base delle corrispondenti distribuzioni normali bivariate sono state così effettuate 1.000 simulazioni con il metodo MonteCarlo e, per ciascuna di esse, è stato elaborato il modello *cohort-component*. La Tabella 4 mostra medie, varianze e coefficienti di correlazione per ogni indicatore demografico, dove $q=0,9$ è l'ordine prescelto del quantile della variabile casuale normale $R[t]$.

Tabella 4 - Medie, varianze e correlazioni ottenute sotto le ipotesi degli scenari Istat (q=0.9)

INDICATORI	μ_{2040}	μ_{2065}	σ^2_{2040}	σ^2_{2065}	P
TFT	1,53	1,61	0,01	0,04	0,844
P	33,36	33,67	0,90	2,39	0,803
H	37,98	38,00	0,38	0,98	0,800
Speranza di vita - maschi	84,20	86,60	1,37	3,58	0,800
Speranza di vita - femmine	89,10	91,50	1,76	4,69	0,804
Immigrati – maschi	146.000	141.000	94.000	201.000	0,753
Immigrati – femmine	170.000	163.000	132.000	292.000	0,761
Emigrati – maschi	56.000	64.000	39.000	148.000	0,866
Emigrati – femmine	54.000	64.000	62.000	228.000	0,861

3.2 Lo Scaled Model of Error

La seconda simulazione probabilistica è stata prodotta ricorrendo allo *Scaled model of error* (Alho e Spencer, 1997). Di tale modello, oltre alla metodologia, è disponibile per l'uso anche uno specifico software, denominato PEP, appositamente predisposto per produrre previsioni demografiche dei Paesi europei nell'ambito del progetto *Uncertain Population of Europe Program Project* (UPE, Alders e al., 2007).

Nello *Scaled model of error* (SME) la distribuzione dei tassi specifici di fecondità, quella dei tassi specifici di mortalità e quella dei valori netti di migratorietà per età sono considerate distribuzioni statistiche di ingresso. Per ogni componente il modello richiede, inoltre, la specificazione della correlazione dell'errore in base all'età e al tempo, e la correlazione tra la mortalità maschile e quella femminile.

In dettaglio, il logaritmo di un generico tasso specifico per età, $\log R[j,t]$ viene definito come segue:

$$\log R[j,t] = \log \check{R}[j,t] + X[j,t], \quad j=1 \dots J, \quad t=1 \dots T$$

dove $\check{R}[j,t]$ è il valore del tasso (o, nelle caso delle migrazioni, il numero netto di migranti con l'estero) che prendiamo dalle previsioni deterministiche e che rappresenta il valore atteso della distribuzione statistica; j è la notazione per l'età; t è la notazione per il tempo; $X[j,t]$ è la distanza (errore) tra il vero valore del tasso e il valore assunto di input. L'ultima componente nell'espressione rappresenta la sommatoria degli errori di previsione lungo l'intero arco temporale:

$$X[j,t] = \varepsilon[j,1] + \dots + \varepsilon[j,t].$$

Nel modello SME si fa l'ipotesi che gli incrementi dell'errore assumono la seguente forma:

$$\varepsilon[j,t] = S[j,t] * [\eta(j) + \delta(j,t)]$$

dove (Graziani e Keilman, 2011):

- $S[j,t]$ sono termini di scala di natura deterministica;
- le variabili $\eta(j)$ dipendono soltanto dall'età e si distribuiscono secondo una distribuzione normale con media 0 e varianza pari a $k(j)$; si assume, inoltre, che la correlazione tra le due variabili presenti una struttura del tipo AR(1).
- le variabili $\delta(j,t)$ sono incorrelate nel tempo e, per ogni anno t , si distribuiscono

come una v.c. Normale con media 0 e varianza pari a $1 - k(j)$; la correlazione $[\delta(i), \delta(j)]$ è trattata allo stesso modo delle variabili $\eta(j)$;

- le variabili $\eta(j)$ e $\delta(j)$ sono assunte incorrelate tra loro.

Infine, le ipotesi sui parametri del modello – k , S e le correlazioni – sono le stesse di quelle utilizzate nell'ambito del progetto UPE. I risultati finali sono stati aggregati ex-post dopo aver effettuato 1.000 simulazioni.

4. Principali risultati

Prima di esporre i risultati, è necessario fare una considerazione preliminare riguardo al fatto che i due metodi studiati producono output di diverso contenuto. L'uso del software PEP, alla base del modello SME, fornisce in uscita non molti elementi, tra cui la distribuzione della popolazione e la speranza di vita per sesso, età ed anno di calendario. Non sono disponibili, pertanto, informazioni circa i flussi demografici (nascite, decessi, migrazioni) né in forma aggregata né tantomeno distinta per età.

Il metodo EBM, al contrario, produce in uscita un risultato completo, determinando ad ogni simulazione l'ammontare di ogni componente protagonista del cambiamento demografico.

A nostro avviso questa differenza in termini di output è da considerarsi già un primo risultato: la mancanza di dati di flusso nel metodo SME influisce sul calcolo di indicatori demografici di grande importanza come, ad esempio, i tassi di mortalità e di natalità. Per la ragione suddetta una comparazione completa dei risultati forniti dai due metodi non può essere effettuata. Circoscriveremo pertanto la nostra analisi di confronto soltanto all'evoluzione della popolazione totale e della sua struttura per età.

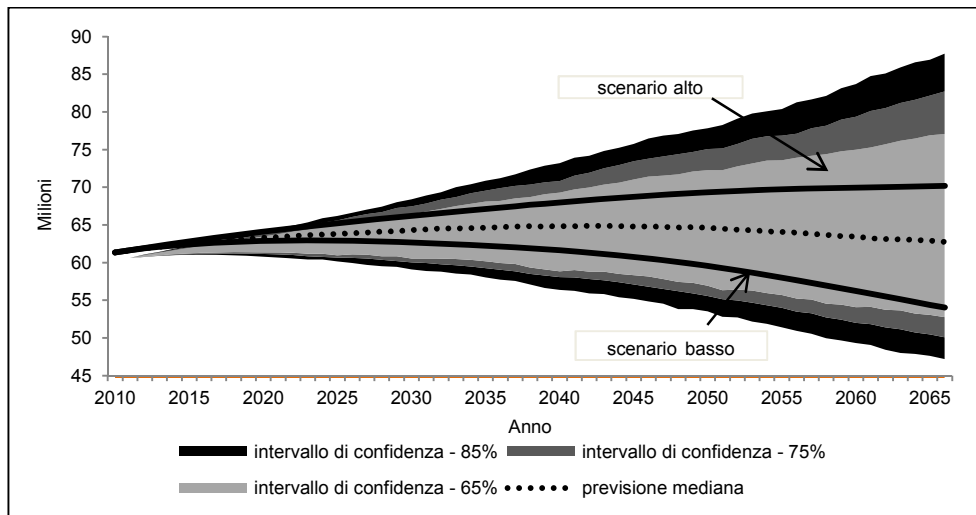
Tabella 5 - Previsione deterministica Istat e valori mediani delle previsioni stocastiche della popolazione totale condotte con metodi SME ed EBM (per valori diversi del parametro q)

ANNO	Previsione deterministica (scenario centrale)	Scaled model of error	Expert-based method (q=0.90)	Expert-based method (q=0.80)	Expert-based method (q=0.70)
2012	60.916.192	60.886.589	60.942.431	60.942.735	60.942.311
2020	62.497.034	62.290.647	62.883.995	62.892.989	62.878.771
2030	63.482.851	63.302.297	64.299.265	64.352.058	64.354.279
2040	63.889.453	63.846.000	64.951.855	65.145.122	65.193.374
2050	63.546.405	63.636.822	64.661.195	65.090.457	65.335.533
2060	62.169.504	62.468.252	63.294.853	64.082.011	64.891.271

Nella Tabella 5 sono riportati i valori mediani della popolazione totale prevista nel periodo 2012-2065 secondo quattro distinte previsioni stocastiche: una in base al metodo SME e tre in base al metodo EBM. Le ultime tre, in particolare, che si differenziano in base al valore prescelto del parametro q , ci permettono di valutare la risposta di variabilità degli indicatori demografici di sintesi, qui trattati come variabili casuali. In tabella riportiamo anche i risultati delle previsioni Istat nello scenario centrale. Come si può osservare, il metodo SME riproduce più fedelmente i valori della previsione deterministica, mentre per il metodo EBM più ci si allontana dall'anno base tanto più la distanza aumenta, soprattutto quando il livello di precisione delle opinioni degli esperti è ritenuto più basso, cioè quando

il valore di q tende a zero.

Figura 3 - Popolazione totale: previsioni mediane e intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% da *Scaled model of error* e previsioni deterministiche in base agli scenari alto e basso (in milioni di persone)



Le Figure 3-6 mostrano l'evoluzione della popolazione totale in termini di previsione mediana e di intervalli di confidenza. A scopo di confronto sono rappresentati anche i trend risultanti dagli scenari alto e basso delle previsioni Istat. Si può osservare come con EBM si ottengano previsioni con minore livello di incertezza, soprattutto quando q è uguale a 0,9.

Figura 4 - Popolazione totale: previsioni mediane e intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% da *Expert based method* ($q=0,90$), e previsioni deterministiche in base agli scenari alto e basso (in milioni di persone)

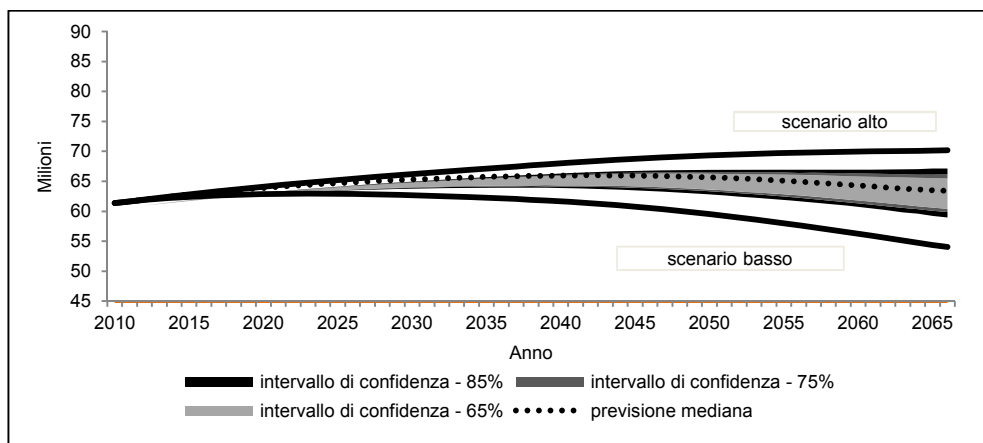


Figura 5 - Popolazione totale: previsioni mediane e intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% da *Expert based method* ($q=0,80$), e previsioni deterministiche in base agli scenari alto e basso (in milioni di persone)

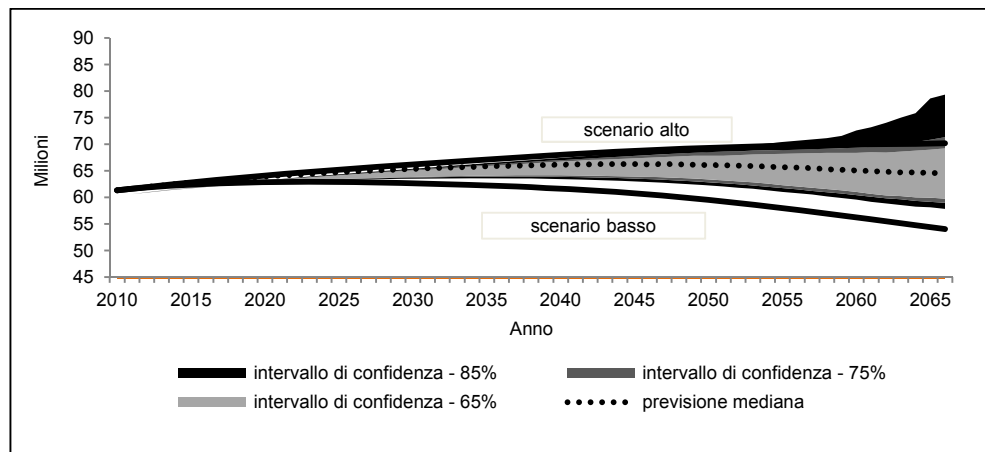
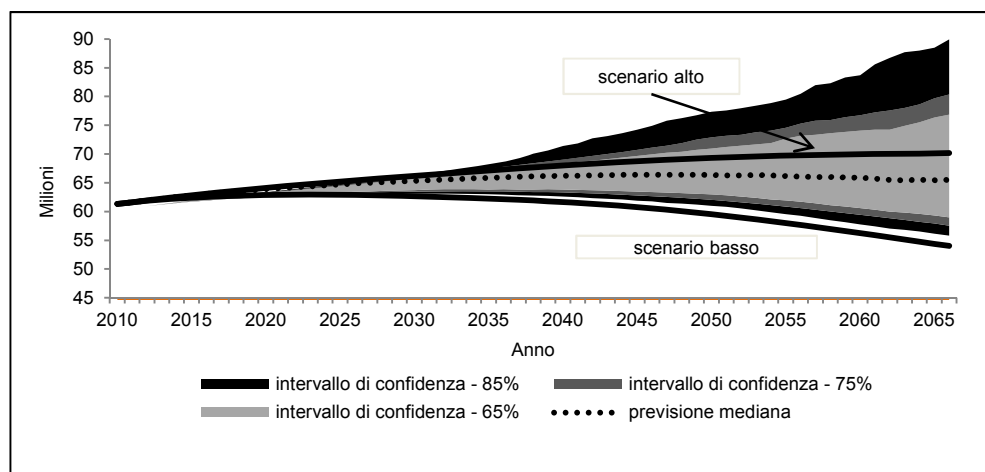


Figura 6 - Popolazione totale: previsioni mediane e intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% da *Expert based method* ($q=0,70$), e previsioni deterministiche in base agli scenari alto e basso (in milioni di persone)



Tuttavia, occorre anche sottolineare come EBM risulti particolarmente sensibile al livello di accuratezza (valore q) che si assegna al parere degli esperti. Al diminuire di q si nota, infatti, un rapido aumento dell'incertezza, che diviene molto accentuata negli ultimi anni di previsione, in particolar modo nel limite superiore dell'intervallo di confidenza. A sua volta, dal metodo SME si ottengono intervalli di confidenza costantemente più ampi di quello che scaturisce dalle varianti deterministiche Istat.

Nell'ottica di un *projection-maker* questo risultato rappresenta un primo segnale di avvertimento. Il nostro obiettivo primario è l'individuazione di un metodo consistente in grado di misurare l'incertezza associata alle previsioni. Vediamo, tuttavia, come l'uso di

metodi alternativi oppure l'uso dello stesso metodo in modalità diverse, determina oscillazioni dell'incertezza molto ampie. Il nostro esempio, intenzionalmente paradossale, ci porta a considerare che anche nel mondo della previsione stocastica sono necessari dei raffinamenti ulteriori prima di pervenire a un risultato ben circostanziato.

Figura 7 - Popolazione di 0-14 anni di età nel 2011-2065: intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in milioni) da Scaled model of error

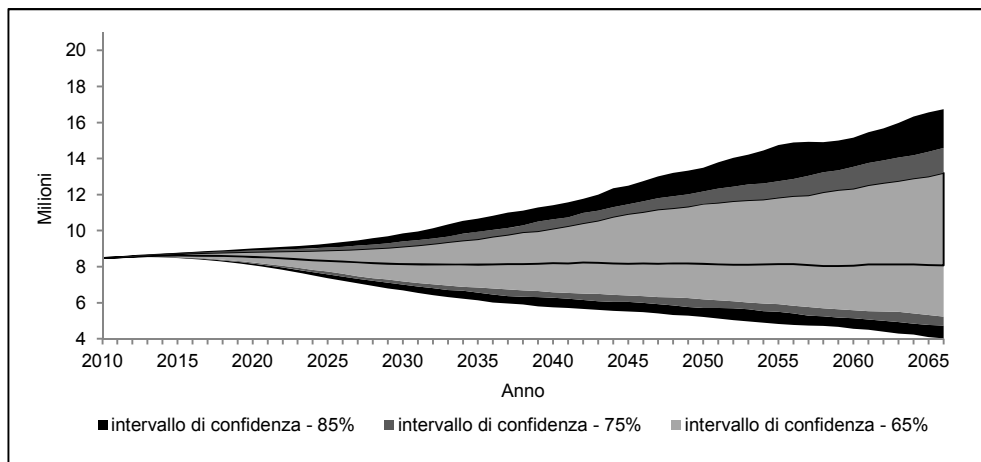
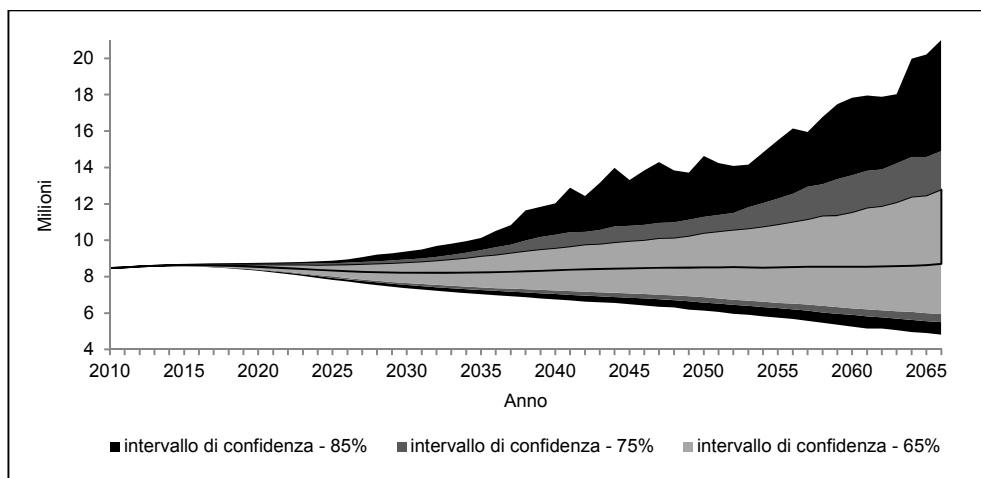


Figura 8 - Popolazione di 0-14 anni di età nel 2011-2065: intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in milioni) da Expert based method (q=0,70)



Nei passi successivi le analisi riguarderanno soltanto il confronto tra le previsioni sotto il modello SME e quelle condotte col modello EBM con $q=0,7$ (di seguito, EBM07). La nostra intenzione è quella di avere livelli comparabili di incertezza, che è la dimensione sulla quale si concentra il nostro interesse. Da questo punto di vista, queste due alternative

ci paiono quelle che producono risultati maggiormente interessanti e realistici.

Le Figure 7-12 mostrano l'evoluzione della popolazione per grandi classi di età. I metodi SME e EBM07 portano a previsioni con andamento simile nel lungo periodo. Questo risultato dipende in parte dalla struttura per età della popolazione nell'anno base e dalle ipotesi sui flussi demografici che risultano omogenee per le due previsioni.

Concentrando l'attenzione sulla variabilità delle due previsioni, sorprende come entrambe presentino un elevato livello di accuratezza nel periodo iniziale, in particolare per EBM07 dove almeno fino al 2020 l'incertezza è praticamente assente. Nel medio e lungo termine EBM07 mostra una variabilità inferiore rispetto a quella del metodo SME. Per esempio, esaminando l'intervallo di confidenza al 65% nel 2065, con il metodo SME si ha una banda di incertezza pari a 8 milioni di persone per la fascia di età 0-14 anni, 15 milioni di persone per la classe 15-64 anni, e 8,6 milioni per la fascia di età 65 anni e più. I corrispondenti valori secondo EBM07 sono invece più contenuti e rispettivamente pari a 6,8, 8 e 4,8 milioni di persone.

Figura 9 - Popolazione di 15-64 anni di età nel 2011-2065: intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in milioni) da Scaled model of error

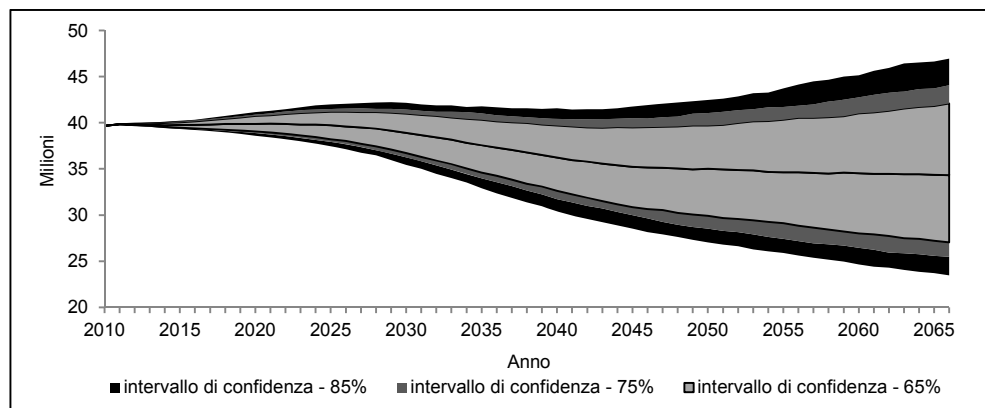


Figura 10 - Popolazione di 15-64 anni di età nel 2011-2065: intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in milioni) da Expert based method (q=0,70)

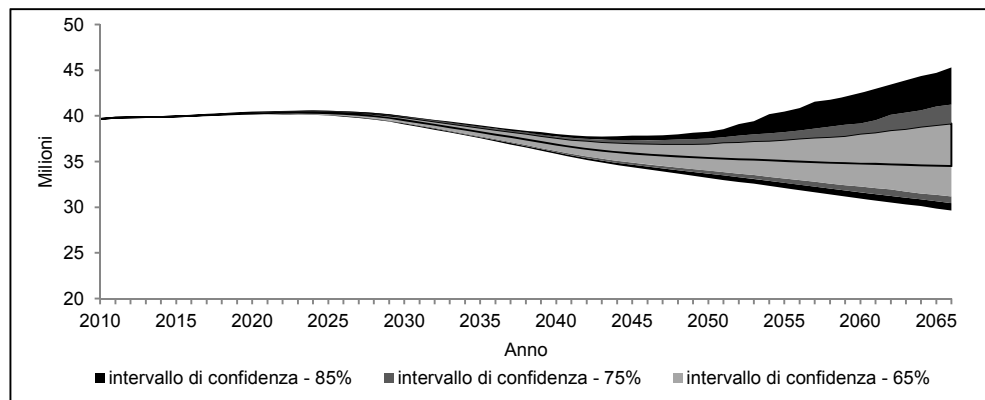


Figura 11 - Popolazione di età 65 anni e più nel 2011-2065: intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in milioni) da Scaled model of error

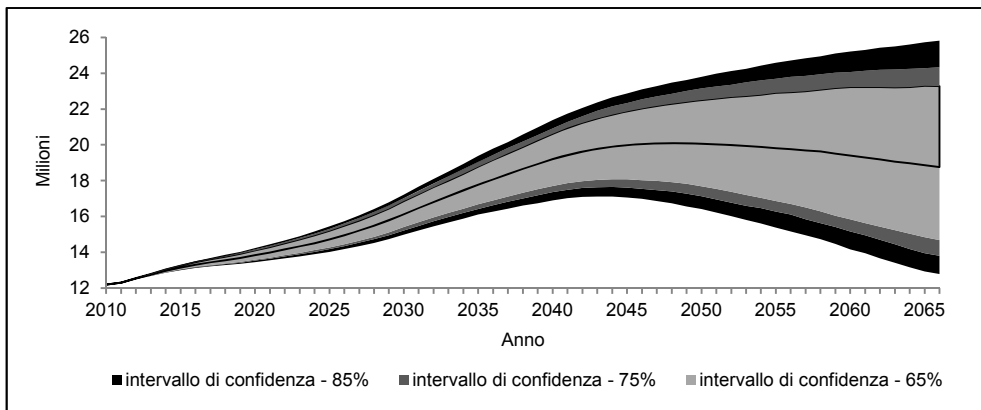
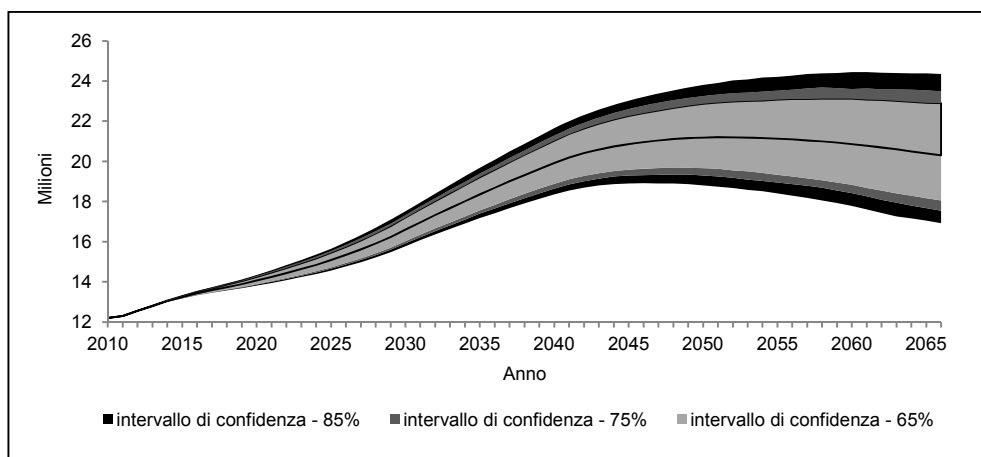


Figura 12 - Popolazione di età 65 anni e più nel 2011-2065: intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in milioni) da Expert based method (q=0,70)



Con qualche eccezione, come nel caso della classe di età 0-14 anni, la minore variabilità del metodo EBM07 si deve alle modalità con le quali si determinano varianze e covarianze degli indicatori demografici (Billari, Graziani e Melilli, 2010). Si è detto prima che SME stima la varianza dalle risultanze empiriche delle passate previsioni. Le stime sono così ottenute operando direttamente sui tassi specifici per età, aggiungendo di anno in anno degli shock alle varianze e alla correlazione tra classe di età e anno di previsione. Questo meccanismo genera un effetto moltiplicatore sulla varianza, perché di anno in anno si aggiunge, come è logico che sia, una quota sempre crescente di incertezza.

Nel modello EBM, invece, il primo passo è quello di randomizzare gli indicatori sintetici (tasso di fecondità totale, speranza di vita ecc..) sulla base dei pareri degli esperti, mentre i tassi specifici per età vengono derivati in una fase secondaria, implementando modelli demografici ritenuti idonei.

Un'altra causa rilevante alla base della differente incertezza prodotta dai due metodi si deve al fatto che le misure di variabilità sono attinte da fonti diverse. Nel metodo EBM, che sfrutta il parere degli esperti, si ricorre alla variabilità tratteggiata dalla distanza tra uno scenario centrale e uno degli scenari alternativi. Invece, nel metodo SME le stime della varianza sono prese a prestito da quelle già incluse nel software PEP, corrispondenti a quelle utilizzate nel progetto UPE e costruite studiando l'errore delle passate previsioni di una molteplicità di Paesi europei.

Un interessante esercizio di comparazione tra i vari metodi è quello di valutare l'incertezza delle singole previsioni stocastiche per classi di età in termini relativi, prescindendo dalla dimensione assoluta della popolazione di riferimento. Ad esempio, per misurare l'incertezza relativa delle tre macro-componenti della popolazione – giovane (0-14 anni), adulta (15-64 anni) e anziana (65 anni e più) – prendiamo in considerazione il seguente indicatore:

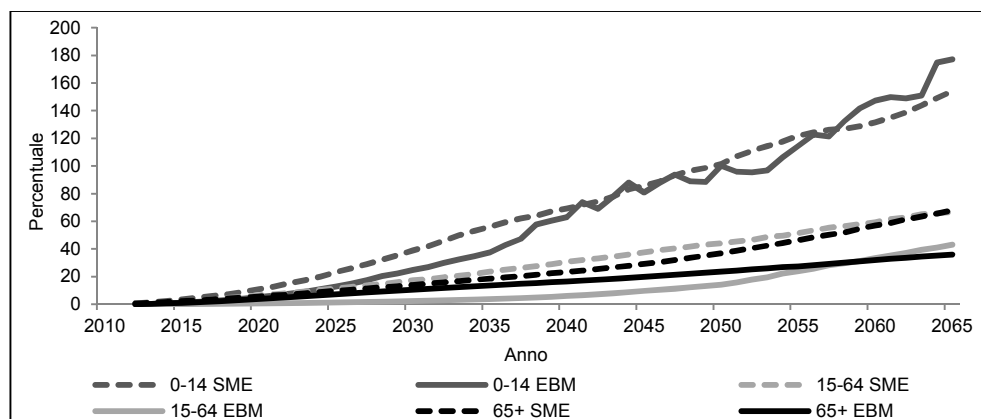
$$I[j,t] = 100 \times [U85(j,t) - L85(j,t)] / M(j,t),$$

dove: $M(j,t)$ è il valore mediano previsto all'anno t per la popolazione di età j ; $U85(j,t)$ e $L85(j,t)$ sono rispettivamente i limiti superiore e inferiore dell'intervallo di confidenza all'85% della stessa previsione.

In altre parole $I[j,t]$ è un indicatore standardizzato che, misurando l'ampiezza della banda di variabilità in termini relativi, consente la comparabilità tra aggregati della popolazione di diversa quantità assoluta.

La Figura 13 mostra l'incertezza relativa prodotta dai metodi SME e EBM07 (al livello di confidenza dell'85%) per la popolazione suddivisa in grandi classi di età. Due sono in questo caso gli aspetti su cui soffermarsi. In primo luogo, come era da immaginare la popolazione in età 0-14 anni è caratterizzata da un'incertezza relativa maggiore. Tale risultato viene confermato sia dall'uno che dall'altro modello stocastico. Invece, il confronto tra le classi di età adulte e anziane, nei due modelli, non consente di comprendere appieno quale sia la classe affetta da maggiore variabilità. Esiste, infatti, un fattore di scala, collegato ai due modelli stocastici, che fa sì che tanto la previsione della popolazione anziana quanto quella della popolazione adulta risulti più incerta, ovvero meno precisa, nel modello SME.

Figura 13 - Incertezza relativa al livello di confidenza dell'85% della popolazione per grandi classi di età e per tipo di previsione stocastica



Passando alle previsioni stocastiche dei flussi demografici prodotte con EBM07 (output non disponibile col metodo SME) si evince come la stima delle nascite (Figura 14) sia affetta da incertezza maggiore rispetto alla stima dei decessi (Figura 15). Per quanto riguarda la precisione delle stime sui flussi migratori (Figure 16-17) non ci sono invece differenze evidenti tra la previsione dei flussi in ingresso e quella dei flussi in uscita; ambedue le grandezze presentano un alto livello di incertezza nel lungo periodo, che è solo lievemente superiore per quella degli immigrati.

Figura 14 - Previsione stocastica delle nascite con Expert based method ($q=0.70$), per intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in migliaia)

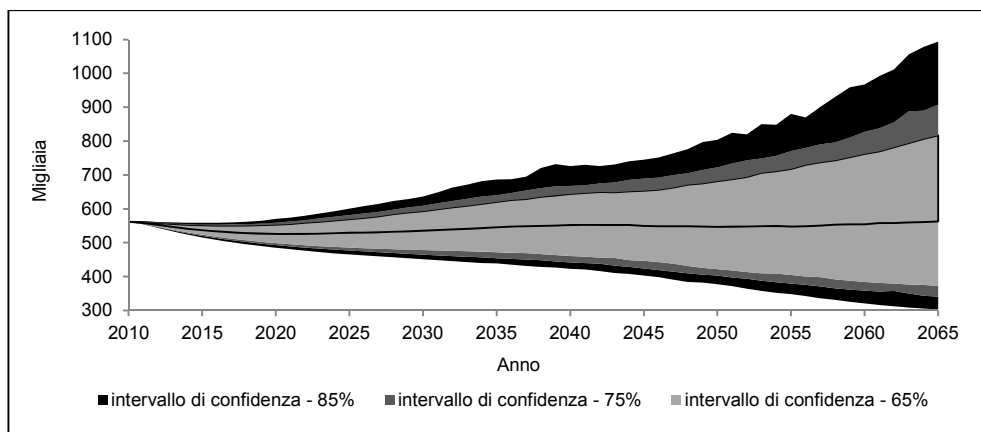
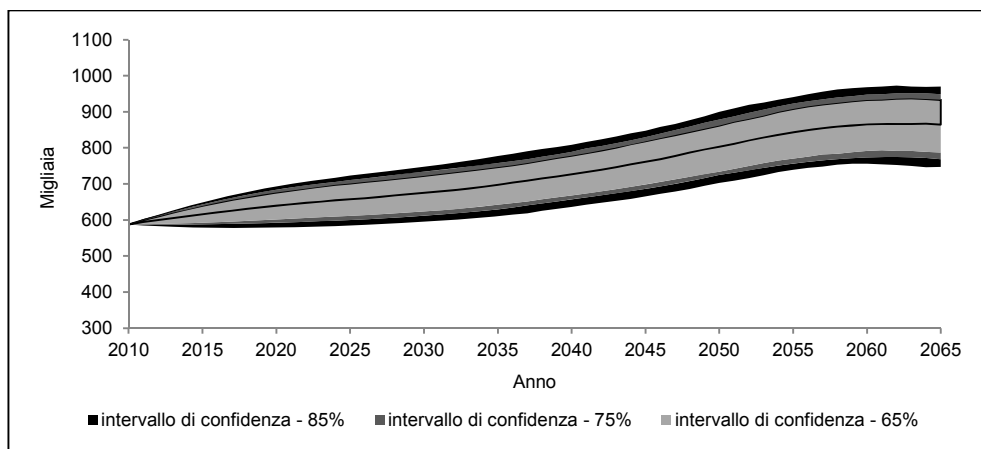


Figura 15 - Previsione stocastica dei decessi con Expert based method ($q=0.70$), per intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in migliaia)



A sintesi dei risultati fin qui ottenuti vale la pena considerare la figura 18, che mostra il confronto tra le piramidi stocastiche della popolazione al 2065, rispettivamente ottenute con i modelli probabilistici SME ed EBM07. Dalla figura, che contiene tanto il valore mediano di

previsione quanto i corrispondenti intervalli di confidenza a vari livelli di incertezza, si osserva l'impatto provocato dalle diverse componenti protagoniste della dinamica demografica in termini di precisione delle previsioni. Senza molta sorpresa, l'incertezza espressa dalla mortalità si presenta molto più bassa di quella riconducibile alla fecondità. In virtù del processo di invecchiamento della popolazione, infatti, la maggior parte dei decessi interesserà individui in età adulta e, soprattutto, senile, ovvero persone almeno ultracinquantenni già in vita nell'anno di inizio del nostro esercizio previsionale. Sul versante opposto, sussistono pochi dubbi sul ruolo di profonda incertezza riconducibile alle future dinamiche di fecondità. L'estesa ampiezza di banda che si riscontra alla base della piramide e fino ai 25 anni di età, peraltro, va anche parzialmente ricondotta al fatto che vi sono coinvolte generazioni nate da genitori essi stessi non ancora venuti al mondo all'inizio delle previsioni. Nella figura è ben visibile come anche parte dell'incertezza riversata sulla struttura per età della popolazione al 2065 sia da attribuire al ruolo delle migrazioni, in particolar modo nelle età adulte e, in concomitanza con la fecondità, anche tra quelle giovanili.

Figura 16 - Previsione stocastica del numero di immigrati dall'estero con Expert based method ($q=0,70$), per intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in migliaia)

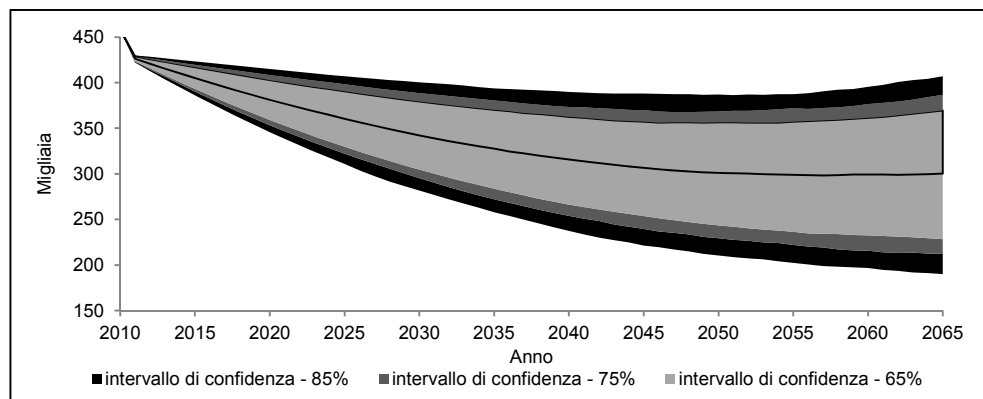
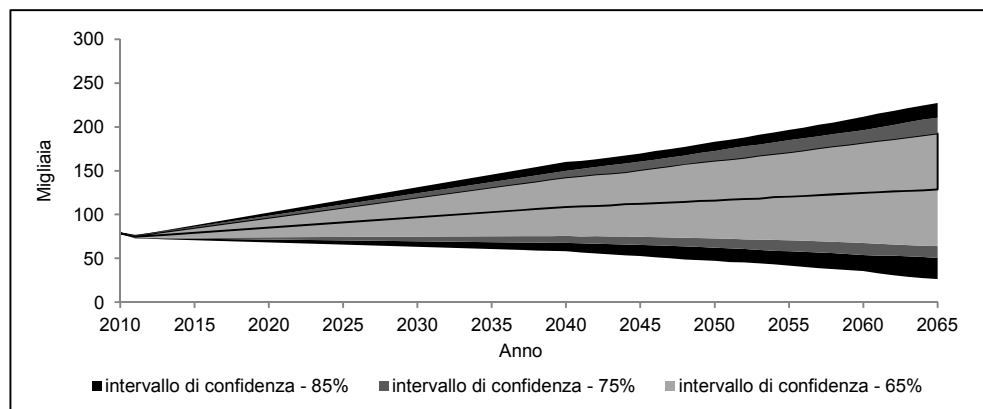
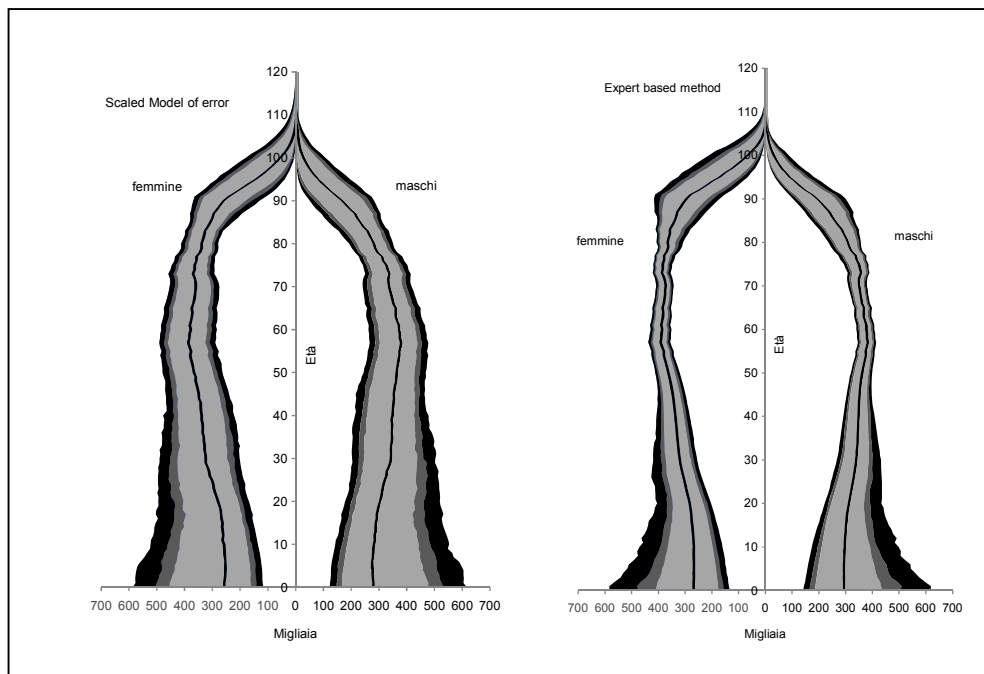


Figura 17 - Previsione stocastica del numero di emigrati verso l'estero con Expert based method ($q=0,70$), per intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in migliaia)



Confrontando, infine, la precisione offerta dai due metodi probabilistici, si evidenzia un comportamento pressoché uguale nelle prime classi di età, legato all'incerta evoluzione del comportamento riproduttivo. Invece, nelle età intermedie, da 25 e fino a 80 anni di età, risulta molto più precisa la previsione condotta con EBM07. Infine, la composizione per età delle generazioni superstiti di almeno 80 anni di età è analoga nei due modelli probabilistici.

Figura 18 - Piramide stocastica della popolazione al 2065: previsione mediana e intervalli di confidenza a 85%, 75% e 65% (in migliaia di persone) da Scaled model of error e Expert based method ($q=0,70$)



5. Conclusioni

In questo studio descriviamo alcuni risultati provenienti dal tentativo di produrre previsioni demografiche stocastiche per l'Italia. Tenendo presente la prevalente esperienza istituzionale nella produzione di previsioni deterministiche, questa attività risulta necessaria al fine di delineare i piani futuri dell'Istat in questo settore.

Realizzare previsioni demografiche con approccio probabilistico comporta l'utilizzo di una grande mole di dati e la specificazione di una molteplicità di opzioni a supporto delle decisioni. Inoltre, poiché vanno affrontate scelte ad ogni passo del processo di costruzione delle ipotesi, l'elemento soggettivo intrinseco all'attività di un *projection-maker* istituzionale, persiste sostanzialmente anche nell'approccio probabilistico, esattamente come, e forse anche in misura maggiore, rispetto all'approccio deterministico. Va inoltre

sottolineato che, nonostante la disponibilità di hardware e software con performance molto più elevata rispetto al passato, l'elaborazione dei dati necessari al raggiungimento di un numero sufficiente di simulazioni (nell'ordine di migliaia) può occupare un periodo di tempo molto esteso.

Queste prime sintetiche conclusioni emergono dopo aver simulato delle previsioni stocastiche su base nazionale, ma elementi di criticità emergono in tutta la loro evidenza soprattutto quando si porta l'interesse sul piano regionale. A questo proposito, va ricordato che gli Istituti Nazionali di Statistica spesso rispondono della preparazione di previsioni su base regionale, esattamente come Eurostat è responsabile della preparazione di previsioni per ogni Stato membro. Nonostante non sia stato oggetto di specifico approfondimento nel presente studio, riteniamo molto importante per le nostre responsabilità istituzionali sollecitare ulteriori sviluppi metodologici dell'approccio stocastico in una prospettiva multi-regionale. Da questo punto di vista la questione metodologica più impegnativa è, secondo il nostro punto di vista, la trattazione delle migrazioni interregionali nell'ottica stocastica.

Data la natura sperimentale del lavoro, non è stato scelto un metodo stocastico a priori, ma abbiamo deciso di utilizzare un approccio comparativo tra due alternative: il modello *Scaled Model of Error* (SME), uno dei più conosciuti e utilizzati per la produzione di previsioni stocastiche, e il modello *Expert-based* (EBM), sviluppato dalla Università Bocconi.

Concentrando l'attenzione sui valori mediani delle due previsioni stocastiche, i due metodi forniscono risultati coerenti tra di loro e con lo scenario centrale delle previsioni ufficiali. Questo risultato è in gran parte originato dall'uso degli stessi dati di input, che provengono, per l'appunto, dalle ultime previsioni deterministiche (anno base 2011) dell'Istat. Ciononostante, ci pare un risultato non irrilevante il fatto che le previsioni probabilistiche possano fornire un utile elemento di conoscenza sull'accuratezza delle previsioni deterministiche medesime.

Abbiamo quindi concentrato l'analisi sull'incertezza delle previsioni demografiche, che è l'obiettivo principale quando si introduce l'approccio stocastico. Da questo punto di vista il metodo EBM risulta migliore, poiché genera livelli di incertezza più bassi rispetto al metodo SME. D'altra parte, l'EBM risulta molto sensibile, specialmente nel lungo termine, al giudizio degli esperti sulla precisione delle elicitazioni da essi stessi fornite.

I risultati esposti confermano, inoltre, quanto già rintracciato in studi precedenti: la valutazione del livello di incertezza è chiaramente la questione cruciale per i demografi, ma all'aumentare delle opzioni disponibili, diviene sempre più difficile individuare la scelta più efficace. Sotto questo profilo l'obiettivo non dovrebbe essere solo quello di ridurre la variabilità delle stime, per quanto importante esso sia. Alcune delle simulazioni che abbiamo intenzionalmente esposto, per esempio, mostrano che l'incertezza può essere molto bassa o addirittura quasi del tutto assente, in particolare nei primi anni di previsione. In altri termini, un approccio nato con lo spirito di prendere sul serio in considerazione la questione dell'incertezza nelle previsioni demografiche può giungere al paradosso di produrre previsioni fin troppo precise e quindi irrealistiche.

La domanda al quale siamo tenuti a rispondere a questo punto è la seguente: è opportuno, dal punto di vista di un Istituto di Statistica, muoversi verso l'approccio probabilistico sostituendo quello deterministico, che rimane di gran lunga il più utilizzato e consolidato?

A nostro parere ci sono diversi punti a favore di un approccio probabilistico. Nessuno può pretendere di possedere elementi di certezza circa il futuro, i demografi sanno tuttavia che alcuni sviluppi della popolazione sono più probabili di altri. La distribuzione di probabilità ci aiuta a capire quale di essi sia più probabile. Il grosso vantaggio per gli utenti si configura come la possibilità di essere informati circa la qualità complessiva delle previsioni, con la disponibilità non solo della misura complessiva dell'errore, ma anche di come questo si suddivida tra le componenti strutturali della popolazione (sesso, età, cittadinanza).

Tuttavia, anche nell'approccio probabilistico ci sono elementi di criticità che è opportuno tenere presente. Per quanto detto sopra, le criticità principali sono: la lunghezza dei tempi di elaborazione in relazione agli strumenti informatici disponibili, la permanenza di grossi elementi di arbitrarietà nel processo decisionale, la necessità di approfondimenti metodologici per lo sviluppo di previsioni sub-nazionali, la valutazione e il controllo dell'incertezza. Un'altra fondamentale questione riguarda la scelta del modello stocastico più idoneo. Nel caso dei metodi stocastici qui analizzati, per esempio, un limite evidente è che i parametri di input, provenienti dalle previsioni deterministiche, sono anch'essi per loro natura incerti. Pertanto, una raccomandazione utile per noi è quella di essere molto cauti nel valutare l'incertezza di questi parametri fondamentali in relazione all'uso che se ne deve poi fare nel modello stocastico selezionato (Keilman, 2008).

Nel caso del metodo EBM, in particolare, un'ulteriore criticità deriva dal processo di selezione degli esperti. Nei casi concreti, diversamente dal presente esercizio sperimentale dove noi stessi ci siamo posti a esperti sfruttando le previsioni deterministiche delle ultime previsioni ufficiali, gli esperti sono individuati nell'ambiente accademico o in quello degli *stakeholders* istituzionali, ossia tra coloro che sviluppano la basi teoriche dei modelli previsionali e tra coloro che si avvalgono dei risultati delle previsioni per la pianificazione di successive strategie istituzionali (nella sanità, nella previdenza, nell'istruzione ecc.). In generale, gli esperti provenienti dall'accademia tendono a sovrastimare le tendenze future, mentre agli Istituti di Statistica e ai loro *stakeholders* è notoriamente riconosciuto un atteggiamento più cauto nel delineare le ipotesi (Shaw, 2008). L'esempio classico è quello che riguarda le ipotesi sulla speranza di vita, rispetto alle quali la visione degli esperti è regolarmente molto più ottimista di quella degli uffici statistici. Quest'ultimi, infatti, per via del ruolo istituzionale di produttori, sono inclini a considerare con più attenzione le implicazioni di un aumento della speranza di vita in relazione alla sostenibilità del sistema Paese (per esempio in materia di spesa previdenziale e di sicurezza sociale). Il nostro punto di vista è che vada ricercato un ragionevole compromesso: considerando che l'ultima parola sulle ipotesi da adottare è comunque pronunciata dagli Istituti di Statistica, il ruolo degli esperti dovrebbe essere rigorosamente di consulenza e, allo stesso tempo, gli Istituti di Statistica non dovrebbero necessariamente ricercare il consenso delle loro opinioni.

Ringraziamenti

Si ringrazia la Dott.ssa Rebecca Graziani dell'Università Bocconi di Milano per aver fornito informazioni e assistenza sull'utilizzo del software PEP.

Bibliografia

- Abel G.J., J. Bijak and J. Raymer. 2010. *A comparison of official population projections with Bayesian time series forecasts for England and Wales*. Population Trends. 141: 95-114.
- Alho J.M. and B.D. Spencer. 1997. *The practical specification of the expected error of population forecasts*. Journal of Official Statistics. 13(3): 203-225.
- Alho, J. M. and T. Nikander. 2004. *Uncertain population of Europe—summary results from a stochastic forecast*. http://www.stat.fi/tup/euue/rp_reports_and_pub.html.
- Alho, J.M. and B.D. Spencer. 2005. *Statistical demography and forecasting*. New York: Springer.
- Alders M., N. Keilman and H. Cruijsen. 2007. *Assumptions for long-term stochastic population forecasts in 18 European countries*. European Journal of Population. 23(1): 33-69.
- Bertino S., E. Sonnino and G. Lanzieri. 2010. *Combining deterministic and stochastic population projections*. Eurostat, Work session on demographic projections, Lisbon, 28-30 April 2010, Methodologies and Working papers, European Commission.
- Billari, F.C., R. Graziani and E. Melilli. 2010. *Stochastic population forecasts based on conditional expert opinions*. Working Paper 33. Carlo F. Dondena Centre for Research on Social Dynamics, Bocconi University, Milan.
- Booth H. 2006. *Demographic forecasting: 1980 to 2005 in review*. International Journal of Forecasting. 22: 547–581.
- CBS. 2011. *Key figures of the population forecasts 2010-2060*. Statline, Centraal Bureau voor der statistiek, <http://statline.cbs.nl/statweb/>.
- Cliquet R. 1993. *The Future of Europe's Population. A Scenario Approach*. Population Studies. 26. Council of Europe Press.
- Eurostat. 2011. *The greying of the baby boomers - A century-long view of ageing in European populations*. Statistics in focus, n. 23/2011.
- Graziani, R. and N. Keilman. 2011. *The sensitivity of the Scaled Model of Error with respect to the choice of the correlation parameters: A simulation study*. Working Paper 37. Carlo F. Dondena Centre for Research on Social Dynamics, Bocconi University, Milan.
- Heilig G.K., T. Buettner, N. Li, P. Gerland, F. Pelletier, L. Alkema, J. Chuni, H. Ševčíková, A.E. Rafter. 2010. *A probabilistic version of the United Nations world population prospects: methodological improvements by using bayesian fertility and mortality projections*. Eurostat, Work session on demographic projections, Lisbon, 28-30 April 2010, Methodologies and Working papers, European Commission.
- Istat. 2011. *Il futuro demografico del paese - Previsioni regionali della popolazione residente al 2065*. Statistiche Report, www.istat.it, 28 dec 2011. Rome.
- Keilman, N. 2008. *Using deterministic and probabilistic population forecasts*. Interdisciplinary Communications, University of Oslo, Department of Economics.
- Keilman, N., D.Q. Pham and A. Hetland. 2002. *Why population forecasts should be probabilistic - illustrated by the case of Norway*. Demographic Research. 6(15): 409-454.

- Keilman, N. and D.Q. Pham. 2004. *Empirical errors and predicted errors in fertility, mortality and migration forecasts in the European Economic Area*. Discussion Paper 386 August 2004, Statistics Norway.
- Lee R. 1998. *Probabilistic Approaches to Population Forecasting*. Population and Development Review 24. Issue Supplement: Frontiers of Population Forecasting: 156-190.
- Lee R.D. and L.R. Carter. 1992. *Modeling and forecasting U.S. Mortality*. Journal of the American Statistical Association, September. 87/419.
- Lutz W., W.C. Sanderson and S. Scherbov. 1998. *Expert-Based Probabilistic Population Projections*. Population and Development Review. 24: 139-155.
- Rogers A. and L. Castro. 1981. *Model migration schedules*. International Institute for Applied System Analysis. Laxenberg, Austria. RR-8 1-30.
- Rogers, A. 1985. *Regional Population Projection Models*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Rowan S. and Wright E. 2010. *Developing stochastic population forecasts for the United Kingdom: Progress report and plans for future work*. Eurostat, Work session on demographic projections, Lisbon, 28-30 April 2010, Methodologies and Working papers, European Commission.
- Shaw C. 2008. *The National Population Projections Expert Advisory Group: results from a questionnaire about future trends in fertility, mortality and migration*. Population trends n.134, Winter 2008, Office for national statistics.
- Schmertmann C.P. 2003. *A system of model fertility schedules with graphically intuitive parameters*. Demographic Research. 9(5): 81-110.
- Tuljapurkar S., R.D. Lee and Q. Li. 2004. *Random scenario forecast versus stochastic forecasts*. International Statistical Review. 72: 185-199.
- United Nations. 2011. *World Population Prospects: The 2010 Revision*". United Nations Publications, New York (USA).

Estimating Business Statistics by integrating administrative and survey data: an experimental study on small and medium enterprises

Orietta Luzi¹, Giovanni Serf², Viviana De Giorgi³, Giampiero Siesto⁴

Sommario

Il lavoro affronta il problema della stima di statistiche strutturali sulle imprese, sfruttando informazioni disponibili da fonti amministrative in modo integrato con dati di indagine. In particolare, l'obiettivo è quello di verificare la possibilità di stimare alcune delle principali variabili strutturali che non sono direttamente disponibili dalle fonti: ciò implica la necessità di utilizzare modelli di stima o di imputazione per derivare le stime richieste. In questo lavoro, l'attenzione è focalizzata sulle variabili relative alle variazioni delle scorte di beni e servizi rilevate nell'indagine annuale sulle Piccole e Medie Imprese: diverse strategie di imputazione sono valutate sperimentalmente a seconda dei diversi scenari corrispondenti ai diversi "pattern" di risposta determinati dalla disponibilità delle variabili analizzate in uno, più di uno o nessuno degli archivi amministrativi considerati.

Parole chiave: statistiche strutturali, dati amministrativi, integrazione dati, imputazione

Abstract

The paper deals with the problem of estimating structural business statistics by exploiting already existing administrative information integrated with survey data. In particular, the aim of the study is to verify the possibility of estimating key structural variables which are not directly available from administrative sources: this implies the need of using either estimation or imputation models to derive the required estimates. In the present paper, the attention is focused on the variables relating to changes in stocks of goods and services investigated in the annual survey on small and medium enterprises (Small and medium enterprise survey -SME): different imputation strategies are experimentally evaluated depending on the different scenarios corresponding to the various response patterns determined by the availability of the analysed variables in one, more or none of the considered administrative archives.

Keywords: structural business statistics, administrative data, data integration, imputation

¹ Head of Research (Istat), e-mail: luzi@istat.it.

² Researcher (Istat), e-mail: seri@istat.it.

³ Researcher (Istat), e-mail: degiorgi@istat.it.

⁴ Senior Researcher (Istat), e-mail: siesto@istat.it.

The views expressed in this paper are solely those of the authors and do not involve the responsibility of Istat.

1. Introduction

In the area of business statistics, administrative data currently represent a key element for European National Statistical Institutes (NSIs) to reduce production costs and statistical burden on enterprises while maintaining high data quality levels. The new European Regulation on Structural Business Statistics (SBS in the following)⁵ establishes that, in order to estimate information on the structure of National production systems, NSIs can integrate data available in different information sources, including administrative ones. A number of re-design projects in this context have been carried out or are currently ongoing in several European Countries⁶.

Costs and response burden are especially relevant in the Italian economic system, which is characterized by a large amount of small and medium enterprises (out of about 4.5 million of enterprises, companies with less than 10 number of persons employed are about 95% and sum up about 47% of number of persons employed): this fact, together with the high level of detail required by the European Regulations on SBS and the amount of information to be estimated, imply relevant costs on the Italian Statistical Institute (Istat) and significant burden on enterprises (with high non response rates).

As known, using administrative data for statistical purposes poses a number of additional problems w.r.t. traditional survey processes (Wallgren and Wallgren, 2007) in terms of data integration, data quality (Eurostat, 1999) and assessment of data usability, including coverage and suitability of information contents (in terms of comparability of statistical and administrative definitions). As a consequence, integrating external data in statistical processes implies a deep revision of the overall production strategies.

In this paper we focus the attention on the Italian *Surveys on Business Size and Competitiveness* (SBSC) (cfr. Istat, 2011). The SBSC consists of two different surveys: 1) the total Annual Survey on the Economic Accounts of Enterprises (SCI in the following), involving enterprises with 100 or more persons employed, and 2) the sample survey on small and medium enterprises upon enterprises with less than 100 persons employed. Both surveys contribute to the estimation of SBS. In the context of SBSC, a large amount of high quality administrative information is at present available in the Italian economy: the existing sources, in particular Balance Sheets and Fiscal Authority sources, cover an extensive amount of business population and may provide both direct and indirect information for estimating SBS.

In both surveys, the available external information is essentially used to compensate for non responses on a subset of key variables, by directly replacing missing values with the corresponding administrative data (Casciano et al., 2011). This situation has encouraged Istat in setting up a number of activities aiming at supporting a more extensive and rigorous use of administrative data in this area, by proceeding in two main directions. From one side, a number of supporting tools are at present under development in order to guarantee continuous and secure access to external data: besides formal agreements with the Italian Tax Authorities to establish a stable cooperation protocol for business data exchange, some

⁵ March 2008.

⁶ among others: France (Brion et al., 2009), UK (Lewis, 2010, Elliott, 2010), Portugal (Chumbau et al., 2010), Finland (Tolkki, 2007).

technological tools are under development to facilitate the access to administrative data by the direct electronic transmission of information from enterprises to Istat⁷. From the other side, a number of experimental studies and data analyses are in progress for evaluating the potential benefits and the statistical impact on quality of results due to the integration of administrative and statistical survey data for estimating the key SBS variables in the SBSC. In this context, important elements to be first considered are completeness and coverage of the external sources, i.e. the sources coverage in terms of items (variables) and units, respectively. These two quality dimensions, in effect, are related to the amount of not available information to be recovered (e.g. by direct surveys or by model estimation) once administrative data are used in the statistical production process:

- under-coverage of administrative sources with respect to specific business sub-populations can be viewed as a “total non response” problem;
- incompleteness of administrative sources in terms of target variables which are not directly available from them⁸ can be viewed as an “item non response” problem.

In this paper, we deal with sources incompleteness, with particular attention to the situation where administrative data cannot be used to directly “replace” survey data, but appropriate methodologies can be used to compensate for some of the (partially) unavailable information.

In particular, we illustrate the results of some experiments aiming at evaluating the possibility of estimating the components of the variable Changes in stocks of goods and services (CS in the following) based on related information available in the external archives, and to identify the “best” class of estimation methods (at unit level) that could be used to this purpose. Concerning CS, under the framework of the Eurostat Regulation Ce 295/2008 SBS, details are required for the following variables: Changes in stocks of finished products and work in progress and Changes in stocks of goods and services purchased for resale as they are involved in the computation of the Production Value and Gross margin on goods for resale.

While CS and its components are directly available from administrative archives for large enterprises, the same does not hold for SMEs. For this reason, experimental analyses have been restricted to this latter area.

Part of the results shown in the paper have been obtained in the context of the *ESSNet on the Use of Administrative and Accounts Data for Business Statistics* (ESSNet Admin Data) (<http://essnet.admindata.eu/>) (Elswijk et al., 2010), which aims at developing a quality framework and recommended practices for the use of administrative data for statistical purposes in business statistics. The ESSNet is one of the ongoing projects in the context of the European MEETS program (*Modernisation of European Enterprises and Trade Statistics*), approved by the European Council and Parliament on December 2008.

The paper is structured as follows. In Section 2 we briefly describe the current SME survey and the available external sources of information on SMEs. An experimental study to evaluate the performance of alternative imputation methods (both parametric and non-parametric) for estimating components of CS is illustrated in Section 3. To this aim, different scenarios to represent the possible information frameworks to deal with are

⁷ adopting the eXtend Business Reporting Language technology - XBRL - and creating a statistical web portal for the direct electronic acquisition of businesses' balance sheets.

⁸ Assuming that the definitions of statistical and administrative variables are coherent or can be reconciled.

identified. According to the scenarios, in the same section the specific approaches for unit level data prediction are introduced. Experimental results are shown in Section 4. Final remarks are reported in Section 5.

2. The SME survey and the available administrative data

The sample survey on SMEs is carried out annually with the general purpose of investigating profit-and-loss accounts of enterprises with less than 100 persons employed, as well as information regarding employment, investment, personnel costs and the regional breakdown of some variables, as requested by the SBS EU Council Regulation n. 58/97 and 295/2008 (Eurostat 1999). The survey involves units belonging to the industrial, construction, trade and services economic activities. The survey's frame is represented by the Italian Business Register of active enterprises (BR in the following), resulting from the combination of both statistical and administrative information (Tax Register, Social Security Register, Register of the Electric Power Board, etc.). The BR contains variables such as Economic activity, Turnover and Number of persons employed. It counts about 4.5 million enterprises which employ approximately 17.6 million persons. The 2007 SME target population counts about 4 million enterprises (about 94% of the BR enterprises). Target parameters are estimated by publication domains in accordance with the SBS Regulation⁹.

The sampling design is a one stage stratified random sample with strata defined by economic activity, size class and administrative region. In 2007, about 103,000 enterprises were included in the sample. The response rate was close to 40% (varying according to size classes and economic activity sectors) in terms of reliable replies.

Besides BR, the relevant administrative sources available on the SME survey target population and parameters are Balance Sheets (BS) and Tax Authority sources (Tax returns forms and Fiscal Authority survey).

The most accurate and reliable administrative source for SBS is represented by the BS of the corporate enterprises collected by the Chambers of Commerce. Companies liable to fill in the balance sheet are about 650,000 covering less than 20% of the BR, although they are about 57% in terms of persons employed. This source is the best harmonized with the SBS Regulation definitions.

All other enterprises are obliged to declare their taxable income to the Fiscal Authority by filling in tax forms. In particular, Istat acquires data from the Sector Studies survey (Fiscal Authority Survey, SS in the following), that is a survey carried out by the Italian Fiscal Authority to evaluate the capacity of enterprises to produce income and to know whether they pay taxes correctly. The Fiscal Authority allows the SS data to be available at Istat for statistical purposes. In spite of some exclusion and non-enforceability principles, almost all enterprises are obliged to fill in the SS survey form (together with the tax return form) and to declare in detail costs and income items. It involves about 4 million enterprises with the Turnover lying in the interval (30,000 - 7,5 million) euro. The common part of SS forms is a sort of balance sheet providing an important set of key variables, for this reason we selected this source in addition to BS.

⁹ The data domains are: 1) class of economic activity (4 Nace-code digits); 2) economic activity (3 Nace-code digits) by size (classes of persons employed); 3) economic activity (2 Nace code digits) by regions (Nuts2 level).

Concerning the coverage of BS and SS with respect to the theoretical sample of the SME survey is graphically described, some specific businesses sub-populations are not covered at all by either BS nor SS. These are the so called minimum tax payers¹⁰ and the sole proprietorships with Turnover>7,5 millions euro. Estimating the target variables for this sub-population requires the adoption of appropriate approaches. Figures about coverage analysis of the actual sample for the 2007 SME survey are reported in Table 1. The proportion of respondents covered by BS is around 45%, but the percentage reduces to 11% when weighted. This fact suggests that the response rate for companies is much higher with respect to the other enterprises.

As for the whole SME target population, in Table 2 the coverage of BS and SS is reported. As it can be seen, about 87% of enterprises and 90% of total number of persons employed are covered. The SS is the most relevant administrative source in terms of sample/population coverage: 67% of the sample, 44% non overlapping with the BS (percentages increase if referred to the population). These results strongly support the actual feasibility of the SME redesign project.

Table 1 - Coverage analysis of the sample of the SME survey by administrative data - Year 2007

SOURCE	Coverage (non overlapping BS)	Coverage % (non overlapping BS)	Weighted Coverage % (non overlapping BS)
Balance Sheets(BS)	19739	~45%	~11%
Sector Studies Survey	29406 (19021)	~67% (~43%)	~91% (~82%)
SME Survey (respondents)	43701		

Table 2 - SME target population coverage (percent) of the available administrative sources, in terms of number of enterprises (ENT) and number of persons employed (EMP) by economic activity - Year 2007.

ECONOMIC ACTIVITY	BS		SS-F ¹¹		SS-G		TOTAL	
	ENT	EMP	ENT	EMP	ENT	EMP	ENT	EMP
C-Mining and quarrying	49.9	69.8	39.5	23.9	0.1	0.0	89.5	93.8
D-Manufacturing	22.5	54.5	64.8	37.9	0.0	0.0	87.3	92.4
E-Electricity, gas and water supply	57.5	81.8	2.1	0.6	0.1	0.0	59.7	82.4
F-Construction	14.3	33.4	72.9	56.5	0.1	0.0	87.2	89.9
G-Wholesale and retail trade; repair of motor vehicles, motorcycles and personal and household goods	11.1	30.7	77.0	60.1	0.1	0.0	88.2	90.9
H-Hotels and restaurants	10.8	24.5	75.1	66.1	0.0	0.0	85.9	90.7
I-Transport, storage and communication	16.3	47.6	68.7	39.9	1.1	0.3	86.1	87.8
J-Financial intermediation	6.1	13.9	72.8	68.0	6.3	4.3	85.2	86.3
K-Real estate, renting and business activities	13.9	31.5	23.9	22.8	49.9	34.6	87.7	88.9
M-Education	19.2	45.6	22.6	15.9	1.5	0.5	43.3	62.0
N-Health and social work	4.6	31.1	2.9	4.2	81.9	55.3	89.4	90.7
O-Other community, social and personal service activities	7.8	26.2	64.5	53.9	3.7	1.8	76.0	81.9
TOTAL	13.2	37.0	56.6	45.1	17.0	7.8	86.8	90.0

¹⁰ Minimum tax payers: sole proprietorships with turnover \leq 30.000 euros, with no employees, no exportations, no external personnel, with no gross investments in capital goods or rents of capital goods in the last three years

¹¹ With SS-F and SS-G two separate sub section of the SS model are indicated, containing each information on specific items in the context of SBS.

3. The experimental application

In this section we describe an experimental application of some imputation methods to deal with the problem of estimating the two main components of the variable CS for SMEs by exploiting the related information which is available from BS and SS. The purpose is both to assess the potential suitability of data prediction at unit level for this specific variables, and to have first indications on the most appropriate imputation approaches to be used. The reference year is 2007.

3.1. The target variables

The CS' main components relate to the following items: *Changes in stocks of finished products and work in progress* (Csfp in the following), defined as the difference between the value of the stocks at the end and the beginning of the reference period; *Changes in stocks of raw materials and consumables* and *Changes in stocks of goods and services purchased for resale*, on the contrary, are defined as the difference between the value of the stocks at the beginning and at the end of the reference period. The sum of the last two variables results in the derived variable *Changes in stocks of raw materials and goods and services for resale* (Csrsm in the following). CS is defined as follows:

$$CS = Csfp - Csrsm \quad (1)$$

The CS distributions is characterized by the presence of high percentage of zero values (37% of the observed variable values in the sample, representing more than half the whole population), in other words CS is characterized by a semi-continuous distribution which has to be taken into account in modelling data for estimation purposes.

Cs, Csfp and Csrsm are currently obtained by direct collection. In particular, CS components belong to the set of variables that cannot be directly obtained from the available administrative archives for the entire SBSC population. In effect, even if all of them are directly available from BS for the sub-population of corporate companies, for the remaining enterprises only the variable CS is directly available from SS. The informative situation supplied by the administrative sources is reported in Table 3, in which we can distinguish different informative scenarios according to the variables availability in the external data sources. It is worthwhile noting that for the three variables under study, a preliminary harmonization of definitions has been performed in order to obtain items which were comparable from a statistical point of view: therefore, possible discrepancies among items from different sources (the survey, the BS and the SS) can be due only to the different measurement processes.

Primarily, for the subpopulation of enterprises subject to fill in the BS a “fully informative” scenario can be defined as all the variables involved in (1) are available from that administrative source. This kind of scenario has been considered to assess the quality of the administrative source BS, that is prioritised as the most important one.

Two other scenarios can be distinguished. The first one, which we will refer to as “partially informative”, is defined by the availability, for a given sub-population of enterprises, of the only variable CS, the problem being to estimate the components Csfp and Csrsm. In SMEs, this situation involves the 43% of the sample units covered by the SS survey. It is worth noticing that the 19% of the observed units have CS=0 and it can be assumed that this implies Csfp= Csrsm=0 too. The second scenario, which we will refer to

as “non informative”, is defined by the non availability of any of the target variables in the administrative sources for a given sub-population of enterprises. In SMEs, this is the situation referred to about the 12% of the sample units not covered by either BS or SS (half of them with CS=0).

Table 3 - Availability and coverage of the variables Changes in stocks of goods and services (CS), Changes in stocks of finished and semi-finished products (Csfp) and Changes in stocks of raw materials and for resale (Csrsm), by administrative data: year 2007

	Financial Statements	Fiscal Authority Survey	Sample Coverage %	Weighted Sample Coverage %
Available Variables	CS, Csfp, Csrsm	CS		
	Available	Available	17%	6%
CS ≠ 0	Available	---	16%	1%
	---	Available	24%	38%
	---	---	6%	3%
	Available	Available	7%	3%
CS = 0	Available	---	5%	1%
	---	Available	19%	44%
	---	---	6%	5%

3.2 The Imputation Methods

Imputation is a commonly applied approach to compensate for item non response in sample surveys (Kalton and Kasprzyk 1986; Schafer,1997). Single imputation has some desirable properties: 1) complete data can be obtained in order to allow for the use of standard estimation and data analyses methodologies, and 2) under specific assumptions, joint data distributions and information coherence at micro and estimation level are preserved. The main drawback deriving from the use of imputation consists of the additional uncertainty due to the prediction of missing information, which has to be properly considered at the estimation stage in order to obtain valid inferences on final data.

In order to estimate the CS's main components, both parametric and non parametric imputation methods are considered. Parametric methods have the advantage of exploiting the explicit relationships between the target variables and the set of auxiliary variables. The main disadvantages relate to the need of assessing the underlying model and model fitting at the different data domains. Furthermore, relating to our specific estimation objective, the semi-continuous nature of the target variables (high frequencies of zeros in all domains, and low dispersion of non zero values around the domains' modal values), suggests to consider non parametric approaches too.

In our study, the target parameters are totals of CS, Csfp and Csrsm for j specific publication domains (D) defined as:

$$\hat{T}_{Var}^D = \sum_{i=1}^{n_D} \omega_i Var_i \quad D=1, \dots, j \quad (2)$$

where $Var=CS$ or $Csfp$ or $Csrm$; n_D is the number of units in domain D (where $\sum_{D=1}^j n_D = n$ is the sample size); ω_i are the sampling weights.

3.2.1 Scenario 1: partially informative administrative data

Under this scenario, we are in the situation where for some SMEs only the variable CS is directly available from SS , while its two components $Csfp$ and $Csrm$ are to be estimated (about 43% of the SME respondents, about 19,000 sample units). We can treat this case as if we were in presence of partial non responses (MRP) on $Csfp$ and $Csrm$ for a portion of units.

We assume that MRPs are Missing At Random (Little et al., 1987) inside appropriate data domains (corresponding in general to the SME survey estimation domains), so that we are allowed to treat them as “similar” to the fully observed units inside domains.

In the following we show results for only the variable $Csfp$, since $Csrm$ can be deductively derived from relation (1)¹². In order to assess the potential biasing effects on the $Csfp$ total estimates due to the imputation of MRPs, a Monte Carlo simulation study has been performed based on k iterations ($k=100$) of the following steps:

- for a selected set of economic divisions, simulating pre-defined percentages of non responses on $Csfp$ and $Csrm$ on a sample of responding un-incorporated enterprises randomly chosen (MAR assumption w.r.t. some known auxiliary information);
- on test data, imputation of artificial non responses and estimation of $Csfp$ and $Csrm$ totals;
- evaluation of the impact of imputations on estimates.

Evaluation is based on Relative Bias (RB) and Relative Root Mean Squared Error (RMSE) of parameter estimates (by domain).

A) Nearest-Neighbour Donor

In this class of non parametric approaches, one of the methods traditionally used to predict variables values at unit level is hot-deck. Hot-deck is especially useful when strong explicit relations cannot be envisaged between the target and the auxiliary variables, as well as to deal with semi-continuous variables like the ones investigated in our research. In this case, in order to split CS into its two components in a given unit having the only CS available from administrative sources, a within cells Nearest-Neighbour Donor (NND)

method is applied, where the imputed value at unit level is the proportion $p_i = \frac{CSFP_i}{CS_i}$

observed in the closest complete unit in the cell. Imputation cells are defined in terms of Economic activity (either 2 or 3 Nace rev.2 digits), Legal form (corporate, un-incorporate, sole proprietorship), and CS 's sign. Also in this case, auxiliary variables used as matching items include information from both BR (Number of persons employed) and administrative sources (CS , Turnover, Purchases of goods and services for resale in the same condition as received).

¹² CS is in effect assumed to be known from the available administrative sources in the considered domains.

B) Robust regression

In robust regression, elementary values of the variable $CSFP$ are predicted based on the simple regression model:

$$CSFP = \alpha + X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

where: \mathbf{X} is the vector of m auxiliary variables available for the whole SME population from either the Italian BR or administrative sources; residuals ε are subject to usual theoretical assumptions; β is the vector of the regression coefficients to be estimated from observed data, by domain. Robust estimates of β are obtained based on the Least Trimmed Squares (LTS) algorithm (Rousseeuw et al., 1987) in order to obtain predictions for missing data which are not influenced by anomalous behaviors within domains. The auxiliary information explored in model estimation are Economic activity (either 2 or 3 Nace rev.2 digits), Number of persons employed, CS, Turnover, Purchases of goods and services for resale in the same condition as received.

As known, model estimation can be cost and time consuming from both a theoretical and operational point of view. In addition this approach requires that, due to the high frequencies of zeroes characterizing changes in stocks items, a preliminary probabilistic data modelling is performed (logistic regression is adopted here) to classify units based on their probability of having either zero or non zero changes in stocks components, depending on each specific domain.

C) Other parametric models

Other forms of simple (robust and non robust) model-based prediction at unit level by separate domains can be considered, again based on the same assumptions as above.

In particular, the following unit level within cells imputation methods have been tested:

- 1) *Mean imputation*: the imputed value at unit level is the mean proportion

$$p_{mean} = \text{Mean}_{i \in D}(p_i), \text{ where } p_i = \frac{CSFP_i}{CS_i}, \text{ and } D \text{ is the imputation cell } (D=1, \dots, j).$$

- 2) *Median imputation*: the imputed value at unit level is the within cell median of the p_i .

In both methods, zero values are excluded from calculations to avoid high frequencies of null means and medians.

As for robust regression, also in this case, a preliminary probabilistic modeling step is performed (logistic regression) in order to classify units based on their probability of having either zero or non zero changes in stocks components, depending on each specific domain.

3.2.2 Scenario 2: non informative administrative data

Under this scenario, we assume that for some specific SME sub-populations, information on neither CS nor its components is available from administrative sources. This is the case of the already mentioned Minimum Tax Payers and sole proprietorships.

In particular, we focus the attention on Minimum Tax Payers, which for the year 2007 are estimated to consist of 3,304 SME responding units (about 7,5% of the observed sample units). Our aim is to verify the statistical effects of excluding this piece of the SME population (for statistical burden and costs reasons¹³) from direct investigation. For this reason, we simulate the non availability of information on the three target variables for all the SME units belonging to the Minimum Tax Payers sub-population. Under this scenario, different approaches at either unit or estimation level could be considered.

Cut-off sampling (Benedetti et al., 2010; Knaub, 2008) could be a potential method to explore the possibility of obtaining parameters estimates without performing direct data collection on the “critical” sub-populations.

Alternatively, imputation methods at unit level can be adopted to derive the total estimates of CS, Csfp and Csrn based on completed elementary data matrices. In this case, non parametric Mass Imputation (Statistics Canada, 1998) and parametric regression methods have been considered and experimentally evaluated. The assumption is that in this case it is not possible to use neither administrative data nor responding units in the sub-population itself to estimate no one of the three variables of interest. For this reason, under this scenario, in the experimental application no variability is associated to nonresponse, as the sub-population of responding Minimum Tax Payers is wholly determined and variables CS, Csfp and Csrn are simultaneously cancelled in it. Furthermore, as the selected imputation methods do not include “random” elements, no iterations of them are needed.

In order to assess the potential biasing effects on CS, Csfp and Csrn parameter estimates due to unit imputation, the following steps have been performed:

- on all the units of the sub-population of SME enterprises classified as Minimum Tax Payers, artificial deletion of observed values of CS, Csfp and Csrn, to simulating the unavailability of observed information on target variables for this sub-population;
- unit level imputation of missing values obtained in the previous step and estimation of CS, Csfp and Csrn totals;
- evaluation of the impact of imputations on totals’ estimates.

Evaluation is based on the distance between the estimates of CS, Csfp and Csrn totals derived from “true” original survey data ($\hat{T}_{j,ori}^D$) and data after imputation ($\hat{T}_{j,imp}^D$) (by domains):

$$Diff_Var^D = \frac{|\hat{T}_{Var,ori}^D - \hat{T}_{Var,imp}^D|}{\hat{T}_{Var,ori}^D} \quad D=1,\dots,j; Var = CS, Csfp, Csrn. \quad (5)$$

D) Mass imputation

In this paper we refer to *Mass imputation* as a special case of NND imputation (see case A above) where variables to be imputed are always the same for each record. Under scenario 2 of our experimental application, variables to impute are always CS, Csfp and Csrn, simultaneously considered, while matching variables consist of the common

¹³ On the contrary, given their potential impact on estimates, large sole proprietorships are typical candidates for re-contacts in case of non response on key surveyed variables.

information directly available from the external sources: *Economic activity*, *Legal Form*, *Number of persons employed*, *Turnover*, *Purchases of goods and services for resale in the same condition as received*.

Imputation cells are defined on the basis of Economic activity (3 digits of Nace rev.2), Legal form and Size (size classes: [1-9], [10-19], [20-49], [50-99]). Not available values of CS, Csfp and Csrn are jointly replaced at unit level by the corresponding ones observed in the closest complete unit (donor) in the same imputation cell.

E) Robust Regression

Robust regression modelling at domains level is used to predict unit values of variable CS:

$$CS_i = \alpha + \beta_m X_m + \varepsilon_i \quad (6)$$

where: X_m indicates the m^{th} auxiliary variable available for the whole SME population from either the BR or an administrative source; residuals ε_i are subject to usual theoretical assumptions; the regression coefficients β_m are to be estimated on observed data, by imputation cells. As for Scenario 1, estimates of β_m should be obtained robustly. Parameter estimation is performed inside imputation cells defined by *Economic activity* (2 digits Nace rev.2), *Legal form*; auxiliary information used in the model is given by *Number of persons employed* and *Turnover*. Once CS is predicted, its components Csfp and Csrn can be derived as done in Scenario 1.

4. The experimental results

In this section we report the results obtained for the scenarios illustrated above for three Nace divisions: 17 (Textile Industry), 52 (Retail Trade) and 55 (Hotels and Restaurants). These divisions have been chosen in order to explore different economic contexts in the areas of Industry and Services.

4.1 Scenario 1: partially informative administrative data

Under scenario 1, the correlations between CS (available from administrative sources) and variables Csfp and Csrn (assumed as unknown) have been evaluated in each Nace division. To this purpose, the Pearson's correlation indexes, reported in Table 4, are computed on the BS complete dataset (year 2007). High values of the index are observed particularly in the Services division (Nace codes 52 and 55). As stated before, it has to be taken into account the presence of zero values for the variables relative to changes in stocks. In Table 5 the percentages of zero and non-zero values for the variables Csfp and Csrn combined are reported (it is assumed that, if CS=0 then Csfp=Csrn=0). It is interesting to note that in Nace divisions 52 and 55 (in the Services sector) it happens frequently that Csfp=0 while Csrn=CS. This information, of course, may be used in estimation/imputation strategies for the unknown variables.

Table 4 - Correlations between CS and Csfp, Csrsm by Nace code - Year 2007; source BS

NACE	Variable	2007
17	<i>Csfp</i>	0,74
	<i>Csrsm</i>	-0,77
52	<i>Csfp</i>	0,24
	<i>Csrsm</i>	-0,91
55	<i>Csfp</i>	0,95
	<i>Csrsm</i>	-0,26

Table 5 - Percentages of “0” values for the variables Csfp, Csrsm by Nace - Year 2007; source BS

NACE	<i>Csfp=Csrsm=0</i>	<i>Csfp≠0;Csrsm=0</i>	<i>Csfp=0;Csrsm≠0</i>	<i>Csfp≠0;Csrsm≠0</i>
17	11%	10%	29%	50%
52	4%	15%	76%	5%
55	18%	11%	67%	4%

In order to evaluate the performance of the methods under this scenario, a percentage of 5% non-responses (corresponding to the percentage of missing values for variable CS resulting from the SME raw survey data) is simulated in each Nace division 17, 52 and 55 (consisting of 1,653, 3,202 and 1,306 units, respectively): as a consequence, target variables are “cancelled” in about 83 responding units for division 17, in about 160 responding units in division 52, and in about 65 responding units in division 55. Moreover, as the methods have been tested by comparing estimates stemming from the survey data before and after replacing the simulated non responses with imputed values, we would like to have an adequate number of unit level comparisons and at the same time to alter slightly the donors population.

In Tables from 6 to 11, the results obtained by applying unit level imputation methods (NND, robust regression, within-cell mean, within-cell median) are shown. Different experiments have been performed by changing the criteria used to form imputation cells for each evaluated method.

The results corresponding to the “best” criteria in terms of RB and RMSE are shown: in Tables 6 and 7 for the NND method; in Tables 8 and 9 for the method based on Robust regression; in Tables 10 and 11 for the methods based on within-cells mean and median imputation.

Imputation cells have been defined by combining the Economic activity (2 or 3 digits), a variable representing the sign of CS, and the Legal form. The analyses have been conducted for each Nace division independently and, if where possible, also detailed for the Nace groups (3 digits level).

Based on these results, we can observe that the methods performing better are robust approaches (within-cells regression and within-cells median imputation), which explicitly take advantage of the correlation between *Csfp* and CS while reducing the influence of anomalous behaviours on missing data predictions. Note that the regression parameter estimate $\hat{\beta}_{CS}$ is significant at $p=0,001$ in all the imputation domains.

Unsatisfactory results can be observed for robust regression for a number of Nace groups (e.g. 527 and 552), while within-cells median imputation shows a good performance in almost all domains.

As a general conclusion, these preliminary results show that, with particular reference to within-cells median imputation, under this scenario encouraging results can be obtained in terms of possibility of estimating changes in stocks components using partially available administrative data. However, further investigations and analyses are needed to verify the actual usability of unit-level imputation, both in the problematic domains in the selected divisions (especially when the estimation detail increases), and in other divisions. Taking into account the complex nature of the investigated variables, deep analyses are necessary in order to assess the possible influence on the level of the discrepancies of non-statistical reasons, like legal issues and specific economic behaviours.

Table 6 - NND quality indicators by domain (2 digits Nace) and imputation cells

2 DIGITS NACE	3 digits Nace + CS sign		3 digits Nace+Legal form+CS sign	
	RB	RMSE	RB	RMSE
17	0.05	0.06	0.05	0.06
52	0.09	0.16	0.06	0.10
55	0.08	0.11	0.11	0.16

Table 7 - NND quality indicators by domain (3 digits Nace) and imputation cells

3 DIGITS NACE	3 digits Nace + CS sign		3 digits Nace+Legal form+ CS sign	
	RB	RMSE	RB	RMSE
171	-0,11	0.13	-0.26	0.45
172	0,09	0.12	0.06	0.09
173	0.03	0.06	0.07	0.19
174	0.08	0.10	0.07	0.11
175	0,06	0.09	0.05	0.10
176	1,06	2.10	0.48	0.70
177	0,14	0.27	0.08	0.13
521	0,11	0.15	0.12	0.16
522	0.08	0.15	0.14	0.23
523	0.12	0.17	0.11	0.16
524	0,11	0.21	0.08	0.12
525	0.28	0.66	0.34	0.48
526	0.27	0.64	0.10	0.14
527	0.12	0.20	0.18	0.31
551	-0.21	0.45	-0.36	1.06
552	-0.19	0.44	-0.15	0.36
553	0.13	0.21	0.21	0.43
554	0.10	0.13	0.11	0.17
555	0.50	0.96	0.22	0.37

Table 8 - Robust regression quality indicators by domain (2 digits Nace) and imputation cells

2 DIGITS NACE	2 digits Nace		2 digits Nace+Legal form	
	RB	RMSE	RB	RMSE
17	0.02	0.04	0.02	0.04
52	0.03	0.04	0.03	0.03
55	0.04	0.04	0.01	0.02

Table 9 - Robust regression quality indicators by domain (3 digits Nace) and imputation cells

3 DIGITS NACE	2 digits Nace		2 digits Nace+Legal form	
	RB	RMSE	RB	RMSE
171	-0.07	0.10	-0.04	0.09
172	0.04	0.06	0.02	0.04
173	-0.00	1.21	0.22	0.77
174	0.03	0.06	0.01	0.03
175	0.02	0.03	0.002	0.004
176	-0.17	5.05	-0.21	1.12
177	0.04	0.07	0.02	0.04
521	0.04	0.05	0.03	0.05
522	0.16	0.35	0.14	0.52
523	0.05	0.06	0.04	0.06
524	0.03	0.03	0.02	0.03
525	0.21	1.63	0.13	1.49
526	0.14	0.18	0.07	0.09
527	3.33	15.72	2.44	20.62
551	-0.01	0.38	0.07	0.69
552	2.65	5.55	2.49	14.11
553	0.05	0.08	0.02	0.03
554	0.02	0.04	0.01	0.02
555	0.12	0.79	0.10	0.49

Table 10 - Mean/Median quality indicators by domain (2 digits Nace) and imputation cells

METHOD	2 digits Nace	3 digits Nace+Legal form+Size+CS sign	
		RB	RMSE
Mean	17	0.089	0.122
	52	0.400	0.722
	55	0.032	0.056
Median	17	0.024	0.032
	52	0.013	0.020
	55	0.001	0.003

Table 11 - Mean/Median quality indicators by domain (3 digits Nace) and imputation cells (3 digits Nace+Legal form+Size+CS sign)

3 DIGITS NACE	Method			
	Mean		Median	
	RB	RMSE	RB	RMSE
171	-0.151	0.281	-0.040	0.076
172	0.062	0.098	0.026	0.059
173	0.023	0.163	0.004	0.017
174	0.123	0.202	0.037	0.068
175	0.101	0.223	0.021	0.039
176	0.055	2.232	0.328	5.107
177	0.075	0.127	0.050	0.106
521	0.122	0.193	0.010	0.061
522	0.275	0.817	0.123	0.492
523	0.399	0.800	0.050	0.521
524	0.148	0.183	0.022	0.054

Table 11 Continued - Mean/Median quality indicators by domain (3 digits Nace) and imputation cells (3 digits Nace+Legal form+Size+CS sign)

3 DIGITS NACE	Method			
	Mean		Median	
	RB	RMSE	RB	RMSE
525	0.023	7.243	0.040	0.117
526	4.698	13.770	0.093	0.400
527	0.224	1.130	0.009	0.084
551	0.020	0.159	-0.042	2.433
552	-0.001	0.013	-0.000	0.558
553	0.051	0.121	0.014	0.050
554	0.039	0.088	0.000	0.068
555	0.015	0.697	-0.034	0.102

4.2 Scenario 2: non informative administrative data

In this case, sub-populations which are not covered by any of the available administrative sources are considered: under this scenario, our aim is to assess the statistical effects of estimating the target variables by exploiting the auxiliary information coming from units belonging to other SME subpopulations. We focus the attention on the sub-set of Minimum Tax Payers belonging to the three selected divisions 17 (86 units, 6% of the responding units in the division), 52 (307 units, 11% of the responding units in the division), and 55 (84 units, 8% of the responding units in the division). The imputation models introduced in section 3.2.2 have been. In the following, some of the obtained results are shown. In order to define a model based estimation framework for Minimum Tax Payers, possible relationships with potential covariates have been investigated first. In Table 12, correlations between the changes in stocks target variables and the assumed most promising covariates (using the complete BS database) are reported for 2007. It is expected that the level of correlations found is very poor, nevertheless for the highest values of the index, correlations have been investigated for a more detailed Nace code (see Table 13). Correlations do not appear to be stable over the two years, 2006 and 2007, and therefore it seems that a reliable relationship does not exist. Afterwards, some Δ -variables (computed as the difference between the value observed in 2007 and in 2006) have been investigated as potential covariate, the underlying idea being that, for example, increasing the Turnover results in reducing the stocks of finished products and vice versa. Even in this case, the values of the correlation index (see Table 14) do not support the hypothesis of a good predictive model for the target variables.

Table 12 - Correlations between the variables CS, Csfp, Csrsm and some possibly influential variables by Nace code. Year 2007; source BS

NACE		Production Value	Turnover	Costs	Purchase
17	CS	0,16	0,14	0,14	0,21
	Csfp	0,26	0,22	0,24	0,23
	Csrsm	0,00	0,01	0,02	-0,08
52	CS	0,42	0,43	0,42	0,43
	Csfp	-0,06	-0,08	-0,06	-0,07
	Csrsm	-0,45	-0,46	-0,45	-0,47
55	CS	0,02	0,02	0,02	0,02
	Csfp	-0,01	-0,01	0,00	0,00
	Csrsm	-0,08	-0,08	-0,08	-0,08

Table 13 - Correlations between the variables CS, Csfp, Csrsm and some possibly influential variables for Nace code 521. Year 2007; source BS

NACE		Production Value	Turnover	Costs	Purchase
521 (YEAR 2007)	CS	0,60	0,60	0,59	0,61
	Csfp	-0,13	-0,15	-0,14	-0,14
	Csrsm	-0,59	-0,60	-0,59	-0,60
521 (YEAR 2006)	CS	0,19	0,21	0,18	0,20
	Csfp	0,13	0,14	0,13	0,13
	Csrsm	-0,15	-0,16	-0,13	-0,16

Table 14 - Correlations between the variables CS, Csfp, Csrsm and some possibly influential Δ -variables (2007-2006) by Nace: source BS

NACE		Δ (Prod Value)	Δ (Turnover)	Δ (Costs)	Δ (Purchase)
17	CS	0,07	-0,07	-0,01	0,28
	Csfp	0,34	0,14	0,28	0,26
	Csrsm	0,20	0,22	0,26	-0,16
52	CS	0,42	0,37	0,43	0,54
	Csfp	-0,02	-0,13	-0,02	-0,03
	Csrsm	-0,43	-0,42	-0,44	-0,55
55	CS	0,08	0,00	0,09	0,08
	Csfp	0,04	-0,05	0,05	0,00
	Csrsm	-0,16	-0,15	-0,15	-0,26

In Tables 15 and 16, the results obtained by applying Mass Imputation to the subpopulations of Minimum Tax Payers of the selected divisions are shown (the domain index “D” is omitted in the quality indicator’s name). As for scenario 1, different experiments have been performed by changing the criteria used to form imputation cells for each evaluated method. In Tables 15 and 16, the “best” results in terms of the distance $Diff_Var^D$ (Var=CS, Csfp, Csrsm) introduced in section 3.2.2. are shown (the domain D is omitted for simplicity). Imputation cells correspond to the combination of 3 digits Nace, Legal form, and Size (size classes: [1-9], [10-19], [20-49], [50-99]).

As it can be seen, Mass Imputation provides encouraging results at both 2 and 3 Nace code digits for the three considered divisions. Exceptions are represented by some Nace groups (e.g. 525, 526, 527 and 554), however it is worth further analysing this kind of approach to better investigate its actual usability.

On the contrary, the application of robust regression in this case has provided very unsatisfactory results at both 2 and 3 digits Nace code levels, and for all the investigated forms of imputation cells. This fact can be considered highly depending on the low correlations existing among the variables on changes in stocks and the potential auxiliary variables available in the considered administrative data sources, which make difficult obtain statistically significant estimates of the (robust) regression models.

These preliminary results can be viewed in any case as a starting point encouraging further analysis of the problem and additional investigations involving alternative estimation approaches.

Table 15 - Mass Imputation: quality indicators by domain (2 digits Nace) and imputation cells

2 DIGITS NACE	3 digits Nace+Legal form+ Size		
	Diff_CS	Diff_Csfp	Diff_Csrm
17	0,076	0,008	0,001
52	0,001	0,005	0,008
55	0,035	0,148	0,102

Table 16 - Mass Imputation: quality indicators by domain (3 digits Nace) and imputation cells

3 DIGITS NACE	3 digits Nace+Legal form+ Size		
	Diff_CS	Diff_Csfp	Diff_Csrm
171	0,000	0,000	0,000
172	0,000	0,000	0,000
173	0,000	0,000	0,000
174	0,093	0,016	0,011
175	0,013	0,007	0,012
176	0,000	0,000	0,000
177	0,000	0,000	0,000
521	0,000	0,000	0,000
522	0,004	0,008	0,060
523	0,000	0,000	0,000
524	0,008	0,003	0,000
525	0,093	0,246	0,017
526	0,286	0,019	0,063
527	0,634	0,924	0,719
551	0,000	0,000	0,000
552	0,025	0,032	0,032
553	0,000	0,000	0,000
554	0,116	0,177	0,148
555	0,000	0,000	0,000

5. Final remarks

The aim of this paper is to illustrate the results of experimental studies aiming at investigating the possibility of estimating variables related to changes in stocks of goods and services which are not directly available from administrative sources. The target variables, despite possible differences in definitions (Eurostat, 1999), can be sometimes derived from the available administrative source, maybe not for all the target variables and not for the whole population depending on the country specific administrative rules. In this respect, Balance Sheets (BS) are the most common and prioritized as the 'best' administrative source for the target variables, although their information content it is not standardized across Countries.

Different 'informative' scenarios have been considered according to the coverage of the administrative sources in terms of both population units and variables.

A 'fully informative' scenario can be realistic for (subpopulations of) enterprises subject to filling in a BS, as in Italy. In this scenario the key target variables required by the SBS regulation are available from the BS, this holds at least for the variables: Changes in stocks of goods and services (CS), Changes in stocks of finished products and work in progress (Csfp) and Changes in stocks of raw materials and goods and services for resale (Csrn).

In addition, a 'partially informative' scenario has been considered, in which the variable Cs is available from administrative sources Csfp s and Csrn are not. Different strategies based on estimation/imputation methods can be followed. Tests have been performed on some representative Nace divisions. Results have been presented in section 4 for the methods introduced in section 3. As expected, given the good correlations existing among the available information on CS and the variables to be estimated, robust approaches using economic activity, legal form, turnover and size as auxiliary information seem to be appropriate in the most domains. In particular, within-cell median imputation results to be the best performing method with respect to the quality indicators used. However, further analyses are needed, taking into account the complex nature and behavior of the investigated variables.

Finally, a 'non informative' scenario is considered, in which any of the target variables are available from administrative sources for some specific subpopulations (in particular, for the so-called Minimum Tax Payers). In this situation, imputation models have been tested, too. Regression based models cannot be considered appropriate, especially because of the fact that suitable covariates to be effectively used in this kind of models cannot be found. However, methods which do not require an explicit modeling of data relationships, like donor-based Mass Imputation, have shown a better performance in terms of potential effects on estimates in the considered domains.

References

- Brion P., Gros E. 2009. Methodological issues related to the reengineering of the French structural business statistics, *Proceedings of the European Establishment Statistics Workshop (EESW09)*, Stockholm.
- Casciano M.C., Cirianni A., De Giorgi V., Di Francescantonio T., Mazzilli A., Luzi O., Oropallo F., Rinaldi M., Santi E., Seri G., Siesto G. 2011. Utilizzo delle fonti

- amministrative nella rilevazione sulle piccole e medie imprese e sull'esercizio di arti e professioni. *Working Papers Istat N.7/2011*.
- Chumbau A., Pereira H. J., Rodrigues S. 2010. Simplified Business Information (IES): Impact of Admin Data in the production of Business Statistics. Presented at the Seminar on Using Administrative Data in the Production of Business Statistics – Member States Experiences, Rome, 18-19 march, http://www.ine.pt/filme_inst/essnet/papers/Session3/Paper3.6.pdf.
- R. Benedetti, M. Bee, and G. Espa. 2010. A framework for cut-off sampling in business survey design. *Journal of Official Statistics*, 26(4):651–671.
- Elliott, D. 2010. The potential use of additional VAT data in ONS business surveys. *Proceedings of the European Conference on Quality in Official Statistics (Q2010)*, Helsinki, 4-6 May.
- Elswijk D. van, Elliott D., Redling B., Kavaliauskiene D., Luzi O., Seri G., Siesto G. 2010. Methods of estimation for business statistics variables that cannot be obtained from administrative data sources. *European Conference on Quality in Official Statistics (Q2010)*, Helsinki, May 2010.
- Eurostat. 1999. *Structural Business Statistics Regulation (SBSR) report on matching the definitions of SBSR variables with the definitions of the International Financial Reporting Standards*. <http://circa.europa.eu/irc/dsis/acestat/info/data/en/SBSR.pdf>.
- Eurostat. 2007. *Recommended Practices for Editing and Imputation in Cross-Sectional Business Surveys*. A cura di Luzi O., Di Zio M., Guarnera U., Manzari A., De Waal T., Pannekoek J., Hoogland J., Templeman C., Hulliger B., Kilchman D. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/quality/documents/RPM_EDIMBU_S.pdf.
- Kalton G., Kasprzyk D. 1986. The treatment of missing survey data. *Survey methodology*, 12, 1, Statistics Canada.
- Knaub, J.R., Jr. 2008. Cutoff Sampling. In “*Encyclopedia of Survey Research Methods*”, P.J. Lavrakas (ed.). London: Sage.
- Istat (2011), Struttura e competitività delle imprese. <http://www.istat.it/it/archivio/43673>.
- Lewis D. 2010. Integrating data from different sources, in the production of business statistics (WP5). *Proceedings of the European Conference on Quality in Official Statistics, (Q2010)*, Helsinki, 4-6 may.
- Little, R. and D. Rubin (1987). *Statistical Analysis with Missing Data*. Wiley & Sons, New York.
- Rousseeuw P.J., Leroy A.M. 1987. *Robust Regression and Outlier Detection*. Wiley & Sons, New York.
- Schafer J. L. (1997). *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. Chapman & Hall.
- Statistics Canada. 1998. *Functional Description of the Generalized Edit and Imputation System*. Statistics Canada Technical Report.

- Tolkki V. 2007. Finnish SBS System: use of administrative data, methods and process. Presented at the *Seminar on Reengineering of Business Statistics*. Lisbon, 11-12 october.
- Wallgren A., Wallgren B. 2007. *Register-based Statistics: Administrative Data for Statistical Purposes*. John Wiley & Sons.

Conti patrimoniali, beni culturali ed informazione statistica: le criticità nella loro compilazione¹

Fabrizio Antolini²

Sommario

Lo studio intende affrontare il delicato problema della compilazione dei conti patrimoniali, partendo dall'analisi della documentazione disponibile (il conto patrimoniale dello Stato) e delle informazioni desumibili dal recente censimento sugli immobili pubblici. Per quanto riguarda i beni culturali, l'operazione riguardante la loro individuazione e valutazione, sebbene presenti diverse problematiche, può essere in parte risolta. Infine, il concetto di patrimonio culturale diviene importante per rappresentare un nuovo modello di sviluppo economico che, se inserito in un quadro di contabilità satellite, può essere lo strumento per rappresentare un nuovo paradigma contabile.

Parole chiave: contabilità nazionale, contabilità satellite, conti patrimoniali, beni culturali, benessere, happiness.

Abstract

The present study analyses the delicate issue of balance sheets compilation considering the available documentation (State's Balance Sheet) and the information from the recent census survey on public assets, conducted by the Ministry of Treasury. Regarding cultural heritage, although its identification and evaluation poses several problems, these can be partly solved. The concept of cultural heritage, becomes also relevant to represent a new model of economic development. For this purpose it would be useful to have specific cultural satellite accounts but also to evaluate the life style and the happiness of a society

Keywords: national accounts, satellite accounts, balance sheet, cultural heritage, well-being.

¹ L'autore ringrazia l'Arch. Silvia Patrignani (Ministero dei Beni e delle Attività Culturali – MiBac) per gli utili suggerimenti nella stesura dei paragrafi 4.1 e 5. L'articolo è tratto dall'intervento fatto al Convegno SIS 2011– La valorizzazione delle Statistiche pubbliche.

² Professore Associato Università degli Studi di Teramo, e-mail: fantolini@unite.it.

Le opinioni espresse in questo lavoro impegnano esclusivamente l'autore e non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat.

1. La contabilità nazionale ed il quadro metodologico di riferimento tra vecchi e nuovi paradigmi di rappresentazione

L'analisi dell'attività economica di un paese viene abitualmente effettuata tramite i dati forniti dalla contabilità nazionale. Essa si propone di descrivere i flussi e gli *stock* generati dal sistema economico in forma aggregata e per settori istituzionali. In particolare, per il settore istituzionale Amministrazioni Pubbliche (S.13)³, i principali indicatori di finanza pubblica possono essere individuati nell'indebitamento netto, nel debito pubblico, nella spesa pubblica e, infine, nelle imposte e nei contributi sociali. L'andamento dei conti pubblici italiani viene verificato da Eurostat che, ogni anno, valuta le risultanze che l'Istat invia nel dettaglio secondo quanto stabilito dai regolamenti in essere. Nonostante la compilazione delle tavole di contabilità nazionale e dei relativi aggregati sia prevista, per i flussi e per gli *stock*, seguendo le indicazioni contenute nel Sistema Europeo dei Conti (Sec'95), nei fatti, i conti patrimoniali non sono mai stati compilati dai singoli paesi.

In futuro, con l'avvento del System of National Accounts 2008 (Sna'08) che entrerà in vigore nel 2014, saranno apportate alcune modifiche, anche se questi cambiamenti non sembrano rispondere alle richieste degli utilizzatori⁴. Negli ultimi anni, infatti, da più parti si chiedeva di apportare modifiche importanti all'impianto contabile originario, in modo da rendere più attinente la contabilità nazionale con la realtà economica ed istituzionale così rapidamente mutata nel corso del tempo⁵. Relativamente ai cambiamenti apportati in questi ultimi anni, il lavoro di revisione e completamento dei prospetti contabili di contabilità nazionale, si è concentrato sul miglioramento della tempestività e della qualità delle stime.

In Italia ad esempio, si è provveduto alla compilazione dei conti trimestrali per i settori istituzionali e per le Amministrazioni Pubbliche, alla stima sulla produttività e delle ore lavorate; inoltre, si è articolata meglio l'analisi della spesa pubblica per funzione ed a livello territoriale⁶. Ed è sempre in questa prospettiva che si colloca l'ultima revisione della contabilità nazionale, con l'introduzione della nuova NACE Rev.2. recepita nell'Ateco 2007. Tutto questo senza che sia mutato il quadro teorico di riferimento che, infatti, è stato confermato anche nello Sna'08; è prevalsa ancora una volta quindi, una visione esclusivamente economica e "reddito-centrica".

Uno dei punti di maggior debolezza della contabilità nazionale, che inizia ad essere percepito anche dai *policy makers* nel definire le proprie scelte di politica economica, è invece proprio la mancanza di rappresentatività di aspetti che sembrano caratterizzare il sistema (socio) economico complessivamente inteso (l'ambiente, la felicità, il buon vivere).

³ Per quanto riguarda il "deficit" ed il "debito" – espressi in percentuale del Pil – essi, individuati inizialmente dal Trattato di Maastricht, sono compilati seguendo le indicazioni contenute nel "Manuale sul calcolo sul deficit e sul debito pubblico" redatto da Eurostat e più volte emendato. Per maggiori approfondimenti (Eurostat, 2002).

⁴ Per comprendere l'evoluzione del dibattito si consulti i lavori dell' Intersecretariat Working Group on National Accounts (ISWGNA), in particolare Updating the System of National Accounts (SNA).

⁵ Per una analisi del passaggio tra lo Sna'93 ed lo Sna'08, si veda (Giovannini, 2007).

⁶ Per maggiori approfondimenti si rinvia a (Caricchia, 2007).

Non si vuole solo sapere quante risorse economiche si hanno per vivere, ma ci si interroga anche sui modelli di sviluppo che caratterizzano le popolazioni, se siano cioè adatti all'uomo, ai suoi valori antropologici e culturali⁷.

Anche per questa ragione, i dati di contabilità nazionale sono ancora poco utilizzati dai *policy makers* nelle loro decisioni programmatiche; essi infatti, non si dimostrano in grado di descrivere quantitativamente quegli aspetti che sia i cittadini, sia i *policy makers* vorrebbero invece conoscere. Lo Sna'08 poteva essere l'occasione per predisporre una contabilità nazionale meno redditocentrica, in grado di integrare nel suo corpus centrale aspetti sociali che hanno però un impatto sulla formazione del reddito prodotto. Si consideri che lo Sna'08 nasceva proprio con l'intento di riuscire a considerare⁸ fenomeni nuovi nel campo economico, ad esempio i beni intangibili ed il capitale umano, ma *anche* quelli di natura finanziaria (derivati e *swaps*), nonché di migliorare l'analisi della crescita economica, in particolare nel campo dei servizi, considerando anche la loro qualità.

Il quadro teorico però, come più volte ribadito e nonostante gli obiettivi dichiarati, rimane lo stesso, limitando qualunque contenuto realmente innovativo.

“The System of National Accounts (Sna'08) retains the basic theoretical framework of its predecessor, the System of National Accounts 1993 (Sna'93)...The changes in the Sna'08 bring the accounts into line with developments in the economic environment, advances in methodological research and needs of users” (United Nations, 2009. Annex 3)

Inoltre per l'Italia, talune informazioni richieste nello Sna'08, come ad esempio le informazioni sulle imprese pubbliche, non possono essere considerate neanche innovative, perché in passato già prodotte dal nostro sistema di contabilità pubblica, attraverso l'operatore settore pubblico allargato, ancora presente a livello territoriale nei conti pubblici territoriali⁹.

Nonostante questi limiti strutturali, lo Sna'08 contiene anche alcune interessanti novità, ad esempio - e questo è un aspetto rilevante in epoca di globalizzazione - di prestare maggiore attenzione all'individuazione delle unità residenti oppure alla valutazione delle passività emergenti dal settore pubblico (i sistemi pensionistici senza costituzione di riserve) e dalle imprese private. Alcune novità riguardano anche le classificazioni di alcuni *“assets”* come, ad esempio, la spesa per ricerca e sviluppo, riconosciuta nel nuovo sistema di contabilità nazionale come investimento e lo stesso si verifica per le banche dati, gli originali di opere artistiche¹⁰.

Se si analizzano gli stock, la principale novità fu introdotta con lo Sna'93 che infatti prevedeva la compilazione dei conti patrimoniali, che però non sono stati elaborati in quasi nessuno dei Paesi Europei e, comunque, non ad un sufficiente livello di dettaglio.

⁷ Si ricordi in proposito, tra gli altri, David Cameron, che vuole misurare la felicità della popolazione del Regno Unito, per andare oltre il concetto crescita economica, introducendo la misura anche della qualità della cultura e soprattutto la solidità delle relazioni umane.

⁸ Si veda al riguardo (United Nations, 2010).

⁹ Si ricordi che nella legge di contabilità pubblica - l'ultima delle quali è stata la legge n.196 del 2009 con i successivi emendamenti - il Settore Pubblico Allargato era stato già soppresso. Esso però permane nei conti pubblici territoriali del Dipartimento per lo Sviluppo e la Coesione Sociale del Ministero dello Sviluppo Economico. Per maggiori approfondimenti si veda Ministero dello sviluppo Economico, 2007, Note metodologiche per i conti pubblici territoriali, in particolare il capitolo 2.

¹⁰ Per le banche dati ed i software, oppure gli originali artistici, era già intervenuto il Sec '95, nel rivedere l'aggregato relativo agli investimenti fissi lordi (Cfr. Sec 95 par.3.110). Si veda anche la tabella 1.1 pag 11 presente in (Istat, 2002).

Lo Sna'08, non apporta modifiche sostanziali neanche per quanto riguarda i conti patrimoniali, mentre per alcuni paesi, come ad esempio l'Italia, la conoscenza articolata delle *attività* esistenti, come vedremo diviene un elemento importante, oltre che per avere una stima della ricchezza netta dei paesi, anche per valutare importanti aspetti di politica economica. Il ritardo nella compilazione dei conti patrimoniali può essere in parte ricondotto alla difficoltà oggettiva nel riuscire a riconciliare l'insieme dei flussi contabili esistenti, ma anche alla incompletezza delle fonti primarie utili per la loro compilazione. In generale, quindi, specialmente per alcune tipologie di beni, come ad esempio quelli artistici, il problema metodologico, consiste nell'individuare nuove fonti primarie, anche amministrative – infatti, se le fonti risultano incomplete o non aggiornate, anche la valutazione degli *assets* non sarà esaustiva - e nel trovare una metodo di valutazione monetario omogeneo. Con riferimento a quest'ultimo aspetto, per i monumenti storici e le opere d'arte, il problema (non) affrontato da Eurostat, con l'avvento del Sec'95, fu di non inserire la valutazione di questa tipologia di beni, anche se rientravano nella classificazione di *economic assets*¹¹. Per quanto riguarda il futuro, sebbene lo Sna'08 preveda una diversa articolazione delle “*attività prodotte e non prodotte*”, non muta la collocazione delle antichità, delle opere d'arte, dei gioielli, delle pietre preziose che, infatti, rimangono all'interno delle attività prodotte. Non cambia neanche la metodologia di riferimento per la loro valutazione; a seconda dei casi, si devono applicare i prezzi di acquisto, i prezzi base anche di prodotti simili, oppure, se il prezzo non è osservabile sul mercato, deve essere stimato, utilizzando i costi, oppure il valore presente o, scontato, degli utili futuri.

Nonostante il quadro metodologico prospettato fornisca indicazioni utili, esistono margini di discrezionalità nell'applicazione delle diverse metodologie. E questo come è noto, rilevandosi un elemento in grado di inficiare uno dei requisiti fondamentali della contabilità nazionale, ovvero di produrre statistiche omogenee e comparabili, ne ha ritardato la compilazione.

2. Il Conto del Patrimonio dello Stato e delle Amministrazioni Pubbliche

Se la Contabilità Nazionale non ha proceduto alla compilazione dei conti patrimoniali per i motivi appena illustrati, lo stesso non può dirsi per lo Stato che, non essendo soggetto agli stessi requisiti di qualità dei dati di contabilità nazionale, ha come proprio documento il Conto Generale del Patrimonio dello Stato. Tale documento costituisce la seconda parte del Rendiconto Generale dello Stato ed espone la situazione patrimoniale dello Stato e delle relative variazioni – finanziarie e patrimoniali – intervenute a seguito della gestione del bilancio o per altra causa¹².

¹¹ Il Sec '95, inoltre, occorre ricordarlo, includeva negli investimenti l'accrescimento naturale di coltivazioni e allevamenti con l'intervento dell'uomo; la creazione di nuove opere letterarie ed artistiche; lo sfruttamento di opere letterarie ed artistiche già esistenti. Rimanevano, invece, escluse la nascita di invenzioni brevettate, marchi di fabbrica, l'accrescimento naturale delle foreste e del patrimonio zootecnico senza l'intervento dell'uomo, le riparazioni fatte in proprio su beni durevoli di consumo. Per maggiori approfondimenti si veda (Istat, 1996).

¹² Il documento illustra anche i punti di concordanza tra la contabilità del bilancio e quella patrimoniale, articolandosi in quattro sezioni, adottando in parte la classificazione del Sec'95. È diviso in sezioni: la prima individua i conti accessi nelle componenti attive e passive del patrimonio dello Stato, secondo la classificazione prevista dal Sec'95, ovvero *Attività finanziarie; Attività non finanziarie prodotte; Attività non finanziarie non prodotte; Passività finanziarie*; la

La coerenza tra i flussi e stock, consente di valutare gli andamenti dei dati contabili del Conto Generale del Patrimonio dello Stato ed è anche lo strumento per ricostruire le relazioni che intercorrono tra le diverse poste contabili. Permangono, però, delle criticità: ad esempio, relativamente ai flussi, non è possibile accertare il peso complessivo dei fondi di rotazione, mentre per gli stock vi è ancora incompletezza delle informazioni per i beni immobili dello Stato e, in maniera ancora più incisiva, degli Enti Locali.

“Dal Conto del patrimonio risulta una consistenza dei beni immobili al 31 dicembre 2009 pari a circa 54 miliardi con un incremento di 2,9 miliardi dal 2008. Permane però un disallineamento tra la classificazione Sec’95 e la classificazione presente all’interno del Conto medesimo, per categoria. Quest’ultima accerta un valore di 52,6 miliardi, molto vicino al dato comunicato dall’Agenzia del Demanio nel Riepilogo per il 2009 - 51,9 miliardi. In merito a tali scostamenti tra i dati si richiede un approfondimento al fine di raggiungere una omogeneità nei criteri di esposizione e di valutazione” (Corte dei Conti, 2010).

L’incremento inferiore del 2008 rispetto all’anno precedente (18,9 miliardi) è riconducibile all’iscrizione nel Conto del patrimonio dei beni di *valore culturale*. Questa categoria di beni diviene, quindi, estremamente importante per la valutazione del conto del patrimonio dello Stato ed infatti, nel 2010, è stata ulteriormente valorizzata (+2,2 miliardi), segno della maggiore attenzione posta da parte del Ministero per i Beni e le Attività Culturali e dell’Agenzia del Demanio. Si ricordi, inoltre, che è solo a partire dal 2008 che si è provveduto ad iscrivere i *beni artistici ed archeologici* (+15,9 miliardi) nel patrimonio dello Stato. Il problema maggiore rimane però la loro individuazione, ed è per questa ragione che le istituzioni competenti, anche per dare attuazione al disposto dalla legge finanziaria 2010 – stanno proseguendo nell’attività di censire questa tipologia di beni, coinvolgendo soprattutto le articolazioni periferiche dell’Amministrazione dello Stato. In generale, però, sono in incremento, anche se in misura minore rispetto ai beni artistici e archeologici, anche le voci “fabbricati non residenziali” (635,9 milioni) e “altre opere” (68,7 milioni), mentre si è ridotta, seppur di un valore non significativo, la voce “abitazioni” (15,2 milioni) per effetto di un decremento della consistenza (Corte dei Conti, 2010).

L’incompletezza dell’informazione statistica contenuta nel Conto Generale del Patrimonio ha consigliato di avviare un *censimento* in modo da avere una nuova stima del patrimonio afferente le Amministrazioni Pubbliche effettuato, per la prima volta, nel 2004¹³.

In questo modo, si potrà avere un quadro complessivo riguardante sia il *passivo* (il debito pubblico), sia l’*attivo* del nostro paese, con importanti implicazioni anche sulle scelte della politica economica.

Se infatti l’Italia dovesse essere valutata sotto il profilo della finanza pubblica anche dal lato dell’*attivo*, già sulla base delle stime effettuate nel 2004, la sua posizione risulterebbe migliore rispetto a quella conosciuta, essendo l’entità dell’attivo, pari alla consistenza del passivo (il debito pubblico). Il valore di mercato dell’*attivo* del conto patrimoniale delle Amministrazioni Pubbliche è stato, infatti, stimato in 1.800 miliardi (tavola 1), un importo

seconda e la terza illustrano in maniera non esaustiva i punti di raccordo tra la contabilità del bilancio e quella patrimoniale e il conto delle rendite e delle spese, che si presenta come un conto economico (anche se mancano alcuni elementi come ad esempio i movimenti figurativi, i fondi di rischio, di ammortamento ecc.); nell’ultima sezione, sono indicati i prospetti riassuntivi delle attività e delle passività, unitamente ad alcuni allegati che indicano, con ulteriori dettagli, le componenti attive e passive del patrimonio per ministeri.

¹³ Il censimento è stato commissionato dal Ministero dell’Economia e delle Finanze, per ulteriori informazioni riguardanti il patrimonio pubblico si rimanda a www.tesoro.it.

pari al passivo che ammonta invece al 2010 a 1.843 miliardi (119 per cento del Pil). Al 2004, l'utilizzo di questi beni era per il 63 per cento gestito dalla Pubblica Amministrazione, per l'8 per cento destinato ad usi sociali, culturali etc., mentre non era nota la componente a reddito, né quella non utilizzata. Il rendimento annuo degli immobili pubblici per le Amministrazioni Pubbliche è stato stimato nello 0,9 per cento; per gli enti locali al netto delle partecipazioni, nello 0,5 per cento” (Reviglio, 2011).

Tavola 1 - Attivo e Passivo delle Amministrazioni Pubbliche

Attivo	Valore di mercato (mld euro)	Passivo Debito Pubblico	Valore di Mercato (mld euro)
Cassa e Disponibilità	276	Stato	1.732
Crediti e anticip. attive	240	Enti Locali	111
Intangibles	78	Enti di previdenza	37
Partecipazioni	132		
Immobili	420		
Infrastrutture	386		
Risorse naturali	176		
Beni culturali	37		
Beni mobili	70		
Totale	1.815	Totale	1.843

Fonte: (Reviglio,2011)

Quale implicazioni di politica economica possano aversi, dipende naturalmente da diversi fattori. Non vi è dubbio però che una componente dell'attivo così incisiva ponga legittimamente due quesiti: da un lato la possibilità di utilizzare questo patrimonio per abbattere il debito pubblico del nostro paese, dall'altro di avere comunque la possibilità di vedere incrementati i propri flussi di entrata, se si riuscisse a mettere a rendita i beni immobili e mobili esistenti.

Esiste, infine, anche la possibilità di considerare *assets* intangibili i quali potrebbero dare il via a quella estensione di rappresentatività della contabilità nazionale di cui prima si faceva cenno e che sembra essere divenuta, anche una necessità per i *policy makers*.

2.1 Il Censimento sul patrimonio e nuova informazione statistico-amministrativa: il “fascicolo degli enti pubblici”

Le comunicazioni pervenute al Ministero dell'Economia entro il 31 marzo 2010 per segnalare gli immobili in affitto o di proprietà hanno riguardato il 53 per cento delle Amministrazioni Pubbliche¹⁴.

Il censimento, oltre ad essere finalizzato alla redazione del Rendiconto Patrimoniale delle Amministrazioni Pubbliche, consentirà di assegnare, ad ogni immobile, un dato catastale e un valore stimato, utilizzando i prezzi dell'Agenzia del Territorio¹⁵.

¹⁴ La rilevazione è stata effettuata con modalità telematica.

¹⁵ Per la determinazione del prezzo si veda Dipartimento del Tesoro, Rendiconto patrimoniale a prezzi di mercato al 31 marzo 2011.

La raccolta dei dati per autodichiarazione oltre a consentire la messa in rendita di attività “*non prodotte e non riproducibili*”, potrà contribuire ad una razionalizzazione dei flussi di spesa, valorizzando le attività sottostanti.

L’incisività della spesa per beni e servizi, anche di tipo gestionale, può essere meglio compresa considerando che, nel solo 2009, l’Agenzia del Demanio ha risparmiato 12 milioni di euro con la chiusura delle locazioni passive in scadenza. Nel corso di quest’anno (2011) ad esempio¹⁶, invece, se verranno firmati i contratti di locazione passiva, la spesa ammonterà a circa un miliardo l’anno che potrebbe essere diversamente gestita razionalizzando gli spazi. Ci sono, infatti, voci di spesa gestionale particolarmente incisive, ad esempio, la sola componente *luce, riscaldamento, manutenzioni ordinarie e straordinarie* sugli immobili pubblici, ammonta a 4,5 miliardi.

Il censimento sugli immobili pubblici, rappresenta quindi la possibilità per aggiornare l’elenco di tutti gli immobili delle Amministrazioni Pubbliche assegnando valori di mercato che verranno annualmente rivisti. Questo sarà possibile a seguito della costituzione del *fascicolo immobiliare* dei fabbricati appartenenti ad enti pubblici e del censimento degli immobili pubblici - molti dei quali non accatastati - che si propone di individuare, per ciascuno di essi, una serie di informazioni di natura tecnica, amministrativo-gestionale e, infine, storico-artistica.

Le informazioni *tecniche* riguardano la localizzazione geografica e l’identificazione catastale completa dei beni; gli immobili dovranno essere iscritti negli atti del Catasto con l’indicazione dei relativi identificativi catastali. Per ognuno di essi saranno riportate in banca dati anche la redditività (per la determinazione del valore ai fini fiscali) ed i soggetti intestatari, titolari di diritti reali sul bene, con le relative quote.

Le informazioni *amministrativo-gestionali* consistono nell’analisi urbanistica dell’immobile ai fini del corretto inquadramento del bene con riferimento ai suoi possibili usi valutando anche la coerenza dell’attuale utilizzo con le indicazioni dello strumento urbanistico vigente, oltre la possibilità di un loro cambiamento di destinazione d’uso per ottimizzarne la messa a rendita.

I dati sul patrimonio storico-artistico, infine, serviranno per individuare correttamente le procedure per una eventuale loro dismissione oppure un utilizzo in concessione.

L’insieme delle informazioni raccolte, dovrebbero confluire nel *fascicolo immobiliare*, avranno natura prevalentemente amministrativa, secondo quanto riportato nella Tavola 2:

Tavola 2 - Variabili inserite nel fascicolo immobiliare

Titolo di provenienza	
Dich. urban. del fabbricato/copia lic. edilizia	Certif.energetica
Regolarità urbanistica dell’immobile	Copia autentica della polizza globale fabbricati
Certif. urban. sull’esistenza vinc.	Valore di mercato agenzia Territorio
Certif. di agibilità	Doc. tecn.descr. dell’immobile e stato conserv.
Attestaz. Conformità edilizio-urbanistica	Elenco interventi di manut. ultimi 5 anni
Planimetria catastale	Conformità degli impianti e n.osta vv.ff

Fonte: Documentazione interna Ministero del Tesoro

¹⁶ Si ricordi che l’articolo è stato redatto a fine 2011 a seguito dell’intervento effettuato alla Gruppo della SIS, Valorizzazione delle Statistiche Pubbliche.

Un insieme di informazioni di carattere economico e di struttura che, se adeguatamente trattate, potrebbero dar luogo ad una conoscenza articolata, in modo da rendere più efficaci eventuali scelte di *policy*.

Ma per l'attività di ricognizione ed inventariazione avviata, pur rimanendo incentrata sul patrimonio immobiliare (tangibile), si sono riscontrati comunque diversi problemi di rilevazione. Per quanto riguarda alcuni beni immobili, il problema principale ha riguardato l'eshaustività degli archivi amministrativi; così, ad esempio, è stato rilevato per alcuni beni del demanio militare, che non sempre sono registrati al catasto. Vi sono poi, ad esempio, poligoni di tiro dismessi, oppure caserme o aeroporti per i quali è difficile anche la loro individuazione topografica, essendo esclusi dalle norme che regolano l'attività edilizia.

Per i beni mobili, invece, il problema è ancora più pressante poiché per questi beni, non sempre esistono archivi amministrativi di riferimento. La ragione ha, almeno in parte, una spiegazione storica, dal momento che i patrimoni (beni) degli enti pubblici hanno seguito nel tempo un processo di accumulazione complesso e stratificato, senza però che sia stato man mano eseguito un aggiornamento degli archivi di riferimento.

3. Metodologie di valutazione e principi contabili internazionali, quale utilizzo potrebbe essere utile per la contabilità nazionale?

La valutazione degli *assets*, nell'attuale situazione economica internazionale, potrebbe però condizionare favorevolmente anche i mercati finanziari, dal momento che rappresenterebbe un segnale evidente di una diversa gestione dello Stato, orientata all'efficienza. Per quanto riguarda la valutazione del patrimonio pubblico, esistono però, come precedentemente illustrato, due diverse problematiche: una riguardante l'individuazione/compilazione degli archivi di riferimento, l'altra la valutazione dei beni censiti. Come visto, anche il Sec'95 aveva fornito alcune indicazioni, relativamente al prezzo da applicare. Occorre a questo punto domandarsi ed analizzare se esistano altre indicazioni metodologiche che possono essere utilizzate all'interno di un quadro contabile affidabile e coerente. La contabilità nazionale infatti pur nascendo redditocentrica, non si raccorda con altri importanti principi contabili che invece caratterizzano la redazione dei bilanci di privati (imprese) e pubblici (enti locali ed enti pubblici).

Partendo da questa considerazione, una prima analisi riguarderà principi contabili internazionali utilizzati dalle imprese private (*International Accounting Standard* - IAS) e dagli enti locali, i quali, per la predisposizione dei bilanci pubblici, utilizzano gli *International Public Accounting Standards* (IPSAS). Essi, infatti, sebbene solo in parte convergenti con gli IFRS (*International Financial Recording Standards*) o IAS (tab.3), potrebbero fornire utili indicazioni per la valutazione di alcuni beni - in particolare di quelli intangibili - che potrebbero concorrere ad ampliare il quadro di riferimento della Contabilità Nazionale.

Tavola 3 - Principi contabili internazionali – Enti pubblici ed Imprese Private

IPSAS		IFRS/IAS
IPSAS 1	Presentation of Financial Statements	IAS 1/ IFRS 1
IPSAS 2	Cash Flow Statements	IAS 7
IPSAS 3	Net Surplus or Deficit for the Period - Fundamental Errors and Changing in Accounting Policies	IAS 8
IPSAS 4	The Effects of changes in Foreign Exchange Rates	IAS 21
IPSAS 5	Borrowing Costs	IAS 23
IPSAS 6	Consolidated Financial Statements - Accounting for Controlled Entities	IAS 27
IPSAS 7	Accounting for Investments in Associates	IAS 28
IPSAS 8	Financial Reporting of Interests in Joint Ventures	IAS 31
IPSAS 9	Revenue from Exchange Transactions	IAS 18
IPSAS 10	Financial Reporting in Hyperinflationary Economies	IAS 29
IPSAS 11	Construction Contracts	IAS 11
IPSAS 12	Inventories	IAS 2
IPSAS 13	Leases	IAS 17
IPSAS 14	Events after the Reporting Date	IAS 10
IPSAS 15	Financial Instruments: Disclosure and Presentation	IAS 32
IPSAS 16	Investment Property	IAS 40
IPSAS 17	Property, Plant and Equipment	IAS 16
IPSAS 18	Segment Reporting	IAS 14
IPSAS 19	Provisions, Contingent Liabilities, Contingent Assets	IAS 37
IPSAS 20	Related Party Disclosures	IAS 24
IPSAS 21	Impairment of Noncash- generating Assets	IAS 36
IPSAS 22	Disclosure of Financial Information about the General Government Sector	N/A
IPSAS 23	Revenue from Non-Exchange Transactions (Taxes and Transfers)	N/A
IPSAS 24	Presentation of Budget Information in Financial Statements	N/A
IPSAS 25	Employee Benefits	IAS 19
IPSAS 26	Impairment of Cash-Generating Assets	IAS 36
IPSAS 27	Agriculture	IAS 41
IPSAS 28	Financial Instruments: Presentation	IAS 32
IPSAS 29	Financial Instruments: Recognition and Measurement	IAS 39
IPSAS 30	Financial Instruments: Disclosures	IFRS 7
IPSAS 31	Intangible Assets	IAS 38

Fonte: Organismo Italiano di Contabilità

In Italia i principi IPSAS stanno trovando *gradualmente* applicazione, ma non sono mai stati utilizzati per integrare quanto previsto nei manuali di contabilità nazionale:

“The problems associated with public finance and government debt require a coordinated, international approach that global leaders have been slow to address. Sovereign debt concerns in European countries illustrate the stark implications and urgency of this issue – confidence in sovereign debt has been seriously damaged by

*accounting and auditing failures. These failures have occurred not only on the national level but also on the regional, state and local levels*¹⁷.

Il problema dell'integrazione e dell'armonizzazione contabile è particolarmente avvertito nei paesi nei quali i dati finanziari utilizzano una contabilità di cassa, mentre la contabilità nazionale prevede un criterio di registrazione diverso (*accrual*). Inoltre, spesso i rendiconti finanziari degli enti pubblici non sempre rispecchiano le attività e le passività esistenti, con effetti finanziari che possono generarsi anche nel lungo periodo.

L'applicazione dei principi contabili internazionali, anche in un quadro di contabilità nazionale, potrebbe rappresentare uno strumento per definire metodologie di valutazione condivise ed omogenee. L'affermazione trova ulteriore conferma proprio nello Sna'08 che, infatti, richiede maggiore integrazione tra la contabilità d'impresa e la contabilità nazionale e quindi tra i principi contabili appena illustrati e le classificazioni (metodologie) contenute nei manuali metodologici di riferimento. D'altra parte, occorre considerare che, in sistemi economici dove è elevato il numero di micro-imprese, con bilanci civilistici e fiscali non sempre strutturati e convergenti, l'operazione potrebbe non risultare immediata. Nonostante siano riscontrabili alcune difficoltà d'applicazione, per alcuni beni, come ad esempio i *beni intangibili*, le indicazioni contenute nei principi contabili internazionali potrebbero essere particolarmente utili. Inoltre, anche in ambito macroeconomico, relativamente al settore pubblico, è stata manifestata la necessità di disporre di un *set* di indicatori finanziari ed economici più significativi rispetto a quelli usualmente utilizzati¹⁸, così da riproporre il delicato problema della loro rappresentatività per valutare in maniera esaustiva la solidità dei sistemi economici.

4. I Beni culturali ed il patrimonio culturale tra principi contabili e definizioni giuridico-amministrative

L'analisi del principio internazionale IPSAS 31 e dello IAS 38 consentirebbe, ad esempio, di individuare gli *Intangible Heritage Assets* che, particolarmente rilevanti in ambito culturale, ambientale e storico, si avvicinano al concetto di *patrimonio culturale*.

Negli *Intangible Heritage Assets*, infatti, rientrano quei beni sui quali possono essere imposte delle restrizioni per quanto riguarda la loro vendita, oppure che vedono aumentare il loro valore nel corso del tempo o, infine, quei beni per i quali è previsto un intervallo temporale che può avere una durata di vita molto lunga. L'insieme di questi beni, come più volte illustrato, costituisce una riserva di ricchezza non sempre in grado di generare flussi reddituali. Questo aspetto, unitamente agli ostacoli posti al loro utilizzo, ha ritardato la predisposizione di schemi contabili sui quali registrare i relativi valori monetari. Nelle recenti esperienze internazionali, l'Inghilterra ha escluso i beni artistici dal conto patrimoniale per fini di contabilità pubblica (WGA), mentre la Svezia e la nuova Zelanda li hanno inclusi, sebbene abbiano utilizzato modalità differenti per la loro valutazione ed identificazione. La Nuova Zelanda, ad esempio, ha considerato beni di valore storico-artistico gli archivi, la biblioteca nazionale, la collezione generale, il dipartimento di

¹⁷ <http://press.ifac.org/news/2010/06/ifac-to-g20-governments-should-practice-what-they-preach-follow-rules-like-the-ones-they-set-for-public-companies>.

¹⁸ (Oecd, 2009A). All'interno dell'Oecd è stata istituita nel 2003 una *Task Force* con il compito di studiare l'armonizzazione dei bilanci pubblici. Si veda, inoltre, (Oecd, 2009B).

conservazione e la biblioteca parlamentare, valutandoli, in assenza di un mercato di riferimento, al *fair value* (valore equo). Inoltre, in presenza di una vita del bene molto lunga, la quota di ammortamento non è stata applicata. In Australia, oltre al *fair-value* invece, per la valutazione del bene è stato utilizzato anche il costo di sostituzione¹⁹.

Se, in generale vale la relazione espressa dalla *IJ*:

$$IJ \quad V_t = \sum_{\tau=1}^T \frac{f_t + \tau - 1}{(1+r)^\tau}$$

dove: f = è il flusso monetario in ogni periodo;

r = è il tasso di sconto

T = è la durata dell'asset

τ = è il riferimento temporale

“These three variables – the rentals, the discount rate and the scrap value – determine the value of an asset both when it is new and at all the later stages of its service life”. (Oecd, 2001).

Per i beni artistici però, così come in parte individuati dalla classificazione Prodcum²⁰, a seconda della tipologia del bene, possono riscontrarsi delle criticità su tutti gli argomenti interni alla funzione considerata. Ad esempio, la durata indeterminata dell'asset, non consente di calcolare alcun deprezzamento, né di individuare un tasso di sconto di riferimento. Si consideri però che, per i beni artistici che generano dei flussi reddituali, sarebbe invece possibile determinare un valore equo di mercato.

Per questa ragione, si potrebbe introdurre una ulteriore classificazione dei beni artistici rispetto a quella attualmente adottata articolandoli in *beni artistici operazionali* e *beni non operazionali*. Questo consentirebbe di fare una distinzione tra *beni artistici di mercato* e *beni artistici non di mercato* e quindi di predisporre una metodologia differente di valutazione a seconda se rientranti nel primo o nel secondo caso.

La stima del valore attuale basato sulla generazione dei redditi futuri, ad esempio, rappresenterebbe un incentivo alla valorizzazione del proprio patrimonio artistico, dal momento che gli eventuali valori incrementali registrati, sarebbero contabilizzati.

4.1 Dai beni artistici al patrimonio culturale tra principi contabili e nuove definizioni e classificazioni per una diversa rappresentazione della realtà

Proprio l'applicazione dell'IPSAS 31 (IAS 38) all'interno dello Sna'08 consentirebbe di costruire uno schema di contabilità satellite per flussi e stock riferito al *patrimonio culturale* andando oltre gli usuali beni artistici. Peraltro occorre considerare che lo stesso bene artistico, ha un duplice significato, essendo un bene *tangibile* da un lato ed *intangibile*

¹⁹ Per maggiori approfondimenti si veda (Ministero dell'economia e delle Finanze, 2004).

²⁰ L'Istat utilizza per la determinazione degli oggetti di valore, la classificazione Prodcum secondo la quale rilevanti come opere artistiche sono: i quadri e le pitture, eseguiti interamente a mano; le incisioni stampe e litografie; le opere originali dell'arte statuaria o scultoria, di qualsiasi materia; i francobolli, marche da bollo e simili, oblitterati o non, da collezione; collezione ed esemplari di zoologia, botanica, mineralogia, anatomia, o eventi di interesse storico; oggetti di antichità aventi più di cento anni. Il metodo utilizzato per la stima è quello della disponibilità, tenuto conto della loro destinazione economica (Istat, 2002).

dall'altro. La sua intangibilità consiste nella bellezza e nella capacità di suscitare delle emozioni che conferiscono all'opera/bene artistico, il suo carattere di autenticità e di straordinario valore. Ma la stessa definizione di bene culturale e, quindi, la capacità di riuscire ad individuare l'insieme dei beni (e dei luoghi) da includervi rappresenta la prima criticità da affrontare. Non esistendo una *definizione statistica di patrimonio culturale*, inizieremo con il considerare la sua definizione giuridica ma, come spesso avviene, le definizioni amministrative mutano nel tempo e nello spazio, così da rendere difficile effettuare confronti omogenei²¹.

Sebbene la Convenzione Unesco del 1972 rappresenti il punto di riferimento a livello internazionale, ciascun paese si è mosso in maniera differente²². Oltre al cambiamento nella definizione giuridica di *patrimonio culturale*, è lo stesso concetto che si è andato ampliando nel corso del tempo. Si è passati dal *monumento eccezionale* previsto dalla prima normativa di tutela della legge Rosadi (364/1909), alla *testimonianza avente valore di civiltà*, fornita dalla Commissione Franceschini²³ (1964-1967): “*Appartengono al patrimonio culturale della Nazione tutti i beni aventi come riferimento la storia della civiltà. Sono assoggettati alla legge i Beni di interesse archeologico, storico, artistico, ambientale e paesistico, archivistico e librario ed ogni altro bene che costituisca testimonianza materiale avente valore di civiltà*”. La Commissione, inoltre, proponeva una classificazione di beni culturali in beni archeologici, beni artistici e storici, beni ambientali, beni archivistici e beni librari²⁴.

Parallelamente all'evoluzione concettuale di *patrimonio culturale*, ha assunto sempre maggiore rilevanza anche il ruolo svolto dalla comunità nel *riconoscimento del patrimonio e nella sua tutela*, così come espressamente previsto dalla Convenzione Europea del Paesaggio di Firenze e dalla Convenzione di Faro²⁵. Si è valorizzato un meccanismo *partecipativo* al riconoscimento dei luoghi paesaggistici e del patrimonio culturale, spostando l'attenzione dall'oggetto agli attori del processo.

Il riconoscimento del valore sociale del patrimonio culturale significa riconoscere ai luoghi la possibilità di incidere sull'aggregazione sociale della comunità e, quindi, su una delle dimensioni che *deve* contribuire nel definire il profilo della qualità della vita.

Si muta prospettiva, interpretando il patrimonio culturale come *etica riguardante l'uso del bene a beneficio della società*. Il patrimonio culturale, considerato come un fattore di legame sociale e di coesione, in grado di suscitare un sentimento di appartenenza, può

²¹ (Istat, 2010).

²² Ad esempio, mentre in Giappone è considerato *patrimonio culturale* un illustre attore di “Teatro No”, in Italia il *patrimonio culturale* viene individuato in ciò che ha testimonianza materiale avente valore di civiltà.

²³ La “Commissione d'indagine per la tutela e la valorizzazione del patrimonio storico, archeologico, artistico e del paesaggio” fu presieduta dall'onorevole Franceschini e istituita a seguito della legge n.310 del 26 aprile 1964, su proposta del Ministero della Pubblica Istruzione.

²⁴ Più analiticamente, tralasciando il periodo preunitario per quanto riguarda il concetto di bene culturale (non esisteva, infatti, alcuna legislazione di riferimento), in ordine cronologico questi sono i riferimenti normativi per quanto riguarda la tutela dei beni culturali: legge 185/1902; legge Rosadi n.364/1909; legge 1089/1939 e legge 1947/1939 (leggi Bottai); il dlgs 490/1999, infine, nel 2004 è stato emanato il d.lgs 42Codice dei beni culturali e del paesaggio. Nel periodo considerato sono state istituite la Commissione Franceschini (1964) e la Commissione Papaldo (1968); nel 1975 fu istituito il Ministero per i Beni Culturali e Ambientali, divenuto a seguito della riforma (1998) Ministero per i Beni e le Attività Culturali. Con la revisione del titolo V, la valorizzazione dei beni culturali è stata riconosciuta materia concorrente e spetta a Stato regioni ed Enti locali, mentre è potestà esclusiva dello Stato la tutela.

²⁵ Le Conferenze sono state effettuate rispettivamente nel 2000 e nel 2005.

quindi contribuire a disegnare un diverso modello di sviluppo economico e sociale²⁶. In questo modo si riuscirebbe ad esprimere però una diversa concezione del benessere, alla quale alcuni paesi iniziano a dare rappresentazione²⁷. A questa diversa impostazione, dovrebbe, quindi corrispondere un *diverso quadro contabile teorico di riferimento*, all'interno del quale riuscire a rappresentare flussi di benessere e qualità della vita, non più incentrati sulla sola valutazione di aspetti economici. Il Pil della felicità, come espressione di un modello culturale d'impiego del tempo, può diventare un nuovo paradigma di riferimento nel definire la qualità della vita ed il modo in cui essa è percepita²⁸. La felicità, infatti, si distingue dal piacere in quanto realizza l'individuo, favorendo la realizzazione dell'intero gruppo sociale, mentre il piacere, gratifica l'individuo in modo soggettivo e passeggero²⁹. Dunque, da quanto sin qui illustrato, la contabilità dei beni culturali e paesaggistici, diviene l'occasione non solo per valutare la ricchezza della vita presente e percepita nei territori, ma anche e soprattutto per dar vita a quell'ampliamento della contabilità nazionale che, più volte richiamato, non è ancora stato realizzato.

Ritornando alla definizione giuridico amministrativa del codice, *il patrimonio culturale* è dunque costituito dai beni culturali e dai beni paesaggistici; sono, inoltre, beni culturali *“le cose immobili e mobili che presentano interesse artistico, storico, archeologico, etno-antropologico, archivistico e bibliografico e le altre cose individuate dalla legge o in base alla legge quali testimonianze aventi valore di civiltà”*.

Se si osserva la classificazione statistica attualmente utilizzata nel Conto Patrimoniale dello Stato relativa alle attività non finanziarie, essa converge a quella amministrativa appena illustrata e contenuta nel codice (Tavola 4):

²⁶ La definizione di cultura fornita dall'UNESCO è «l'insieme dei tratti distintivi, spirituali e materiali, intellettuali e affettivi che caratterizzano una società o un gruppo sociale», che inglobano, «oltre alle arti e alle lettere, i modi di vita, i diritti fondamentali dell'essere umano, i sistemi di valori, le tradizioni e le credenze». Unesco, Città del Messico, 1986 (...) *la diversità culturale è una delle radici dello sviluppo inteso non solo come crescita economica, ma anche come un mezzo per condurre una esistenza più soddisfacente sul piano intellettuale, emozionale, morale e spirituale*“ Art 1 e 3, Dichiarazione Universale sulla Diversità Culturale, UNESCO, 2001.

²⁷ Si ricordi che oltre all'esperienza dell'Inghilterra precedentemente richiamata (V. Paragrafo 1 nota 6), anche in Italia, l'Istat sta procedendo congiuntamente al CNEL, ad una diversa rappresentazione del benessere con la misurazione del BES.

²⁸ Si veda a questo riguardo (Rajagopal P., Rha J.Y. 2009), (Antolini, 2009).

²⁹ Si veda in questo senso (Boiron, 2001), (Natoli, 2006), (Bartolini, 2010).

Tavola 4 - Consistenza al 31 Dicembre 2008 delle Attività non finanziarie suddivise per poste patrimoniali 2004-2008 (migliaia di euro)

	2004	2005	2006	2007	2008
Beni immateriali prodotti					
di cui					
Originali di opere artistiche e letterarie non soggette a tutela	166,01	1.428,00	1.398,86	1.511,40	1623,91
Beni materiali prodotti					
di cui					
Oggetti di valore					
Oggetti di antiquariato	20,11	1.005,73	23.909,02	25.912,11	27.056,95
Oggetti d'Arte					
Beni storici	20.005,05	21.775,79	31.528,81	35.207,77	35.473,86
Beni artistici	912.954,81	1.051.753,73	1.131.584,44	2.239.720,71	2.258.283,78
Beni demo-etno-antropologici	39.140,58	39.287,80	39.888,21	85.217,16	85.299,32
Beni archeologici	589.665,51	589.665,51	531.667,32	335.182,10	468.085
Beni paleontologici	314,38	314,38	314,38	314,38	1.683,37
Beni librari	11.503.483,42	14.881.014,06	14.881.014,06	16.463.542,10	16.483012,39
Beni archivistici	16.855,28	18.513,27	18.513,27	66.345,49	71.817,13

Fonte: Rgs, Conto del patrimonio dello Stato

A questa classificazione andrebbe aggiunta quella tra beni operazionali e beni non operazionali, una classificazione utile non tanto per la loro individuazione, quanto per avere una distinzione sulla metodologia da applicare per la loro valutazione.

5. Individuazione delle fonti primarie per la costruzione del conto satellite dei beni culturali tra criticità e possibili applicazioni

Se il legame con i valori identitari di una comunità rende il concetto di *patrimonio culturale* mutevole nel tempo e nello spazio e quindi rappresenta di per sé un punto di criticità, problemi emergono anche, per quanto riguarda l'individuazione delle fonti primarie disponibili, utilizzando informazioni di natura amministrativa³⁰.

Per poter individuare una fonte amministrativa, vi deve però essere un atto amministrativo che ne costituisca il suo fondamento. Per quanto riguarda i beni materiali, per essere giuridicamente ascritti alla categoria del *patrimonio culturale*, deve essere intervenuto un atto di riconoscimento che per il patrimonio pubblico discende da un'*azione di verifica*, dell'interesse culturale³¹. Fintanto che non sia stata completata la procedura di verifica, i beni che hanno i requisiti previsti sono comunque sottoposti alla disciplina di tutela e ascritti al demanio storico artistico³².

³⁰ Si ricordi però che le fonti di natura amministrativa non possono essere utilizzate con immediatezza con finalità statistiche; occorre, infatti, prima predisporre archivi amministrativi esaustivi, opportunamente normalizzati e standardizzati.

³¹ L'attività di verifica è prevista ogni qual volta un bene di proprietà pubblica abbia più di 50 anni e sia opera di autore non più vivente ed è di competenza del Mibac. Le attività sono condotte sulla base di un protocollo d'intesa sottoscritto (vedi www.Mibac.it).

³² Con il d-lgs n. 85 del 2010 si prevede che sulla base di specifici accordi i beni del patrimonio storico artistico di proprietà statale possano essere trasferiti a titolo gratuito agli enti locali che ne facciano espressa richiesta ai fini di una migliore fruizione e valorizzazione culturale del patrimonio (federalismo demaniale).

Tavola 5 - Rapporto sull'attività di Verifica Interesse Culturale

Attività di verifica	numero
Beni Immobili presenti nel sistema	44.267
Beni Immobili dichiarati d'Interesse	11.488
Beni Immobili d'Interesse e Vincolati da provvedimento	10.910
Beni Immobili dichiarati Non d'Interesse	23.477
Beni Immobili dichiarati Non Soggetto a Verifica	303
Beni Immobili da Valutare	8.999

Fonte: Ministero per i beni e le attività culturali, PaBAAC.

Nota: aggiornato al 22/04/2011.

Esistono però una serie di beni per i quali, pur non essendovi stata una procedura di verifica, rimangono sottoposti alla disciplina di tutela, inoltre se risultano di proprietà pubblica, afferiscono al demanio storico-artistico.

Tavola 6 - Beni immobili patrimoniali per categoria

BENI IMMOBILI PATRIMONIALI PER CATEGORIA	Consistenza al 01/01/2008	Consistenza al 31/12/2008
Beni disponibili per la vendita	3.748.186,36	3.222.854,80
Beni sui quali gravano diritti reali a favore dei terzi	6.527,25	5.985,16
Diritti reali su beni degli Enti Locali	72.086,25	72.464,56
Miniere e relative pertinenze	55.199,04	25.477.488,96
Beni assegnati in uso governativo	22.354.150,65	25.477.488,96
Altri beni non disponibili	5.944.433,19	5.905.876,33
Beni demaniali e artistici e storici	0,00	16.315.697,66
Totale	32.180.592,74	51.057.091,37

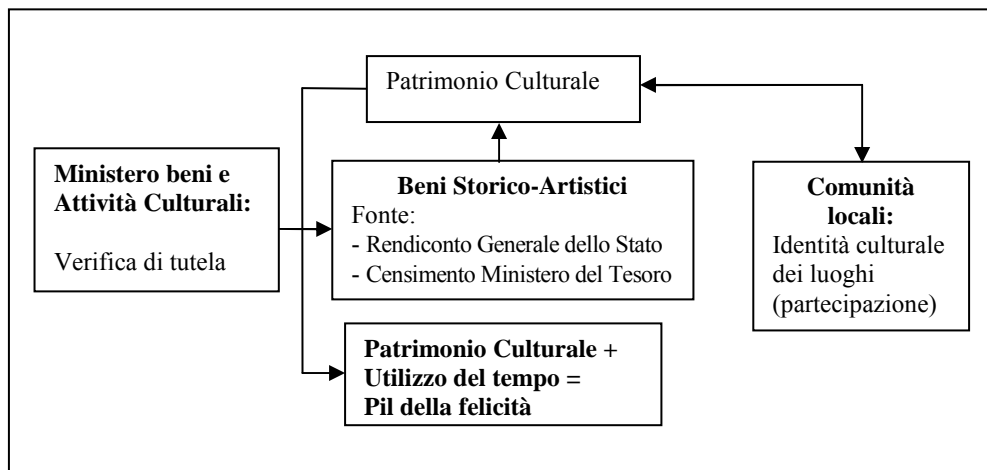
Fonte: Ragioneria Generale dello Stato. 2009.

Utilizzando queste fonti si potrebbe pervenire alla costruzione di un quadro di contabilità integrativo sulla falsariga di una contabilità satellite³³, per pervenire ad una rappresentazione concettualmente unitaria dei differenti aspetti della vita economica e sociale.

Si potrebbe così predisporre un archivio centrale costituito da beni ed immobili non sottoposti a verifica, ma considerati comunque già afferenti al demanio storico-artistico; successivamente, questo archivio dovrebbe essere integrato con i beni sottoposti a verifica e da quelli che le comunità locali riconoscono rilevanti come *patrimonio culturale* (Figura 1).

³³ Si ricordi quanto previsto dallo Sna 2008 nel capitolo 29. In generale, occorre ricordare che uno schema di contabilità satellite, prevede una piena integrazione con il corpo centrale della contabilità nazionale. Per una letteratura sull'evoluzione concettuale della contabilità satellite si veda (Shäfer D., Stamer C., 1990).

Figura 1 - Archivio satellite dei beni culturali



Il censimento avviato dalle istituzioni competenti, precedentemente illustrato anche nell'aspetto relativo all'informazione statistica disponibile, si limita a censire i beni patrimoniali, includendo anche quelli culturali, mentre *non* considera il patrimonio culturale nella sua interezza.

Per quest'ultimo e più ampio scopo, che può avere risvolti applicativi anche nella valutazione della qualità della vita, oppure della felicità delle comunità locali, occorrerebbe invece agire nella direzione di coinvolgere gli Enti Locali.

Il metodo di rilevazione più idoneo, dovrebbe essere quello di rilevare direttamente presso la cittadinanza il valore da questa attribuito ai luoghi, in modo da individuare il patrimonio che le comunità considerano culturale. Può accadere così che il centro storico, pur non particolarmente rilevante sotto il profilo storico artistico, in talune città rappresenti un patrimonio culturale, perché *luogo di aggregazione* e di riconoscimento delle identità culturali della comunità. In altre contesti territoriali può accadere esattamente il contrario, il centro storico, pur di straordinaria importanza sotto il profilo artistico, rimane un *non luogo per la comunità locale che ne riconosce il valore simbolico ma non lo percepisce* come una "forza identitaria di aggregazione" e lo vive prevalentemente quale luogo di *transizione*³⁴.

Dunque, lo strumento della contabilità satellite a livello locale può risultare molto utile per individuare l'insieme di beni che andrebbero inclusi nel patrimonio culturale pur non essendo necessariamente dei beni artistici. Sarebbe anche un nuovo modo di costruire le statistiche, non più calate dall'alto, ma espressione diretta delle comunità locali utilizzando un meccanismo partecipativo.

Per quanto riguarda, invece, il valore che deve essere attribuito al patrimonio culturale, esso può avere un valore *economico* (tangibile) in quanto testimonianza materiale e/o, un

³⁴ Questo può verificarsi nelle grandi città; tuttavia, in questi casi, l'esistenza di beni artistici, attribuisce di per sé il significato di patrimonio culturale al centro storico. Dunque, se è ragionevole affermare che se ci sono beni d'arte c'è patrimonio culturale, ci può essere patrimonio culturale anche senza beni artistici.

valore *simbolico/identitario* (intangibile) in quanto testimonianza avente valore di civiltà³⁵.

Per avere un valore economico, è possibile in alcuni casi effettuare delle stime sui valori di mercato procedendo per analogia con altri beni (prezzo di sostituzione), mentre in altri casi è possibile effettuare una valutazione economica ricorrendo a tecnici di settore sulla base di una valutazione complessiva³⁶. Lo stesso documento contabile dell'*inventario* previsto dagli Enti Locali nella predisposizione del conto del patrimonio, prevedeva la possibilità di applicare ai beni, il prezzo di mercato, il prezzo d'acquisto, oppure di ricavarlo dalla sua redditività³⁷.

Seguendo le indicazioni presenti nei principi contabili internazionali precedentemente illustrati per gli "*Intangible Heritage Assets*", il criterio di riferimento per la sua valutazione dovrebbe essere il *fair value* (valore equo). In questo modo si sarebbe in grado di esprimere il *potenziale* valore di un elemento patrimoniale, in maniera indipendente ed oggettiva, tenendo presente le condizioni di mercato e le condizioni di peculiarità dell'elemento oggetto di valutazione. Non si identifica quindi alcun prezzo di riferimento, ma una grandezza monetaria che vuole esprimere l'insieme dei fattori che intervengono per rendere la transazione da potenziale ad effettiva e che possono influenzare il prezzo al momento dello scambio. In questa prospettiva, però, la classificazione proposta tra *beni operazionali* e *beni non operazionali*, sarebbe utile e del resto questo è quanto viene fatto dagli altri Paesi citati, ad esempio la Nuova Zelanda.

Tra l'altro, tali principi sono già *de facto* seguiti dal Nucleo Carabinieri Tutela del Patrimonio Artistico, quando fanno azione di recupero delle opere d'arte trafugate. Questa procedura prevede infatti, la compilazione di una scheda amministrativa nella quale viene riportato anche il valore del bene ritrovato oppure il valore monetario dell'eventuale danno riportato. Tale valore è espresso da tecnici di settore i quali determinano il valore complessivo in base al valore del bene in sé, alla rilevanza ed alla rarità nel contesto³⁸.

Per completare il quadro di riferimento, inoltre, occorre considerare, nell'analizzare le metodologie utilizzate per la valutazione delle opere d'arte, quella utilizzata dalle compagnie assicuratrici nei confronti dei beni artistici.

Tale approccio del resto è coerente con quanto stabilito dallo Sna'08:

"An approach in the absence of organized markets is to value these items using data on the values at which they are insured against fire, theft, etc. to the extent information is available" (United Nations, 2009. *Chap.13, Par.13.43*).

In Italia, queste indicazioni sono state seguite, ad esempio, per Palazzo Strozzi a Firenze, il cui valore è stato determinato per la stipula della polizza assicurativa effettuata dalla compagnia assicurativa Fondiaria-Sai. In questi casi, si tende a seguire il principio del

³⁵ Tuttavia sempre maggiore è l'interesse anche da parte degli organismi monetari sugli impatti economici delle politiche culturali che, per le loro caratteristiche, sono assolutamente trasversali determinando impatti diretti quali la crescita dei consumi culturali, ma anche agendo sullo sviluppo delle capacità degli individui, sulla capacità di attrarre competenze e sulla coesione sociale.

³⁶ Tale valutazione può essere in parte ricollegata al concetto di valore equo o *fair value*, precedentemente illustrato.

³⁷ Era il mod.20 previsto della D.lgs n. 77 del 1995, art.114.

³⁸ La banca dati attualmente presente presso il CTP (Carabinieri Tutela Patrimonio), è articolata in Eventi, Beni Artistici, Persone; nella banca dati sono presenti (dato è aggiornato al 31 dicembre 2006), 202.924 opere d'arte; 7.708 all'estero; 1.152 in Italia, ma appartenenti ad altre nazioni; 225.570 opere falsificate; 500.151 reperti archeologici provenienti da scavi clandestini. Si ringrazia il Capitano Brullo del Nucleo Carabinieri per la Tutela del Patrimonio Artistico ed il Maresciallo Fabrizio Rossi per le preziose indicazioni fornite.

costo di sostituzione, ovvero il costo necessario per ripristinare l'opera d'arte danneggiata. Infine, si consideri che il fatto che sia prevista una fiscalità di vantaggio per l'assicurazione dei beni artistici, consentirebbe di conoscere in maniera agevole i beni artistici assicurati, il loro valore e, infine, la loro collocazione geografica utilizzando gli archivi fiscali³⁹.

Per i beni mobili ed immobili vi è anche un prezario di riferimento, che varia in relazione alla superficie del bene, ma anche e soprattutto alla complessità dell'intervento⁴⁰.

Se, invece, si vuole considerare la redditività, almeno per i beni artistici operazionali⁴¹, occorrerebbe considerare i flussi turistici passati e futuri. Per quanto riguarda i flussi passati, in alcuni casi possono essere conosciuti dai biglietti venduti, in altri possono essere stimati applicando dei coefficienti di turisticità. Il metodo che potrebbe essere utilizzato per la stima dei flussi futuri è il metodo degli scenari, prendendo a riferimento alcune analisi già sperimentate nella programmazione delle politiche pubbliche internazionali⁴².

³⁹ Si veda per l'interpretazione fornita sulla fiscalità di vantaggio la circolare Ania n. 195 del 2004.

⁴⁰ Si veda al riguardo il volume (Associazione Restauratori D'Italia, 2010)

⁴¹ Attualmente la catalogazione dei beni non prevede questa classificazione. Per la catalogazione in essere si consulti www.iccd.beniculturali.it;

⁴² Ad esempio, l'esperienza fatta in New Jersey dal dipartimento dei trasporti, per le infrastrutture avvicina molto il flusso dei passeggeri a quello dei turisti. Per un riferimento metodologico si veda (Bonnet, T.W, Olson R.L. 2008).

Riferimenti bibliografici

- Antolini, F. 2001. *Le amministrazioni Pubbliche, tra classificazione statistica e classificazione giuridica per la costruzione del protocollo informatico*. Rivista della Corte dei Conti.
- Antolini, F. 2002A. *Interpretazione ed Evoluzione della Contabilità nazionale: il ruolo dei Comuni tra Riforme Contabili e nuovo Welfare Locale*. Milano, Franco Angeli.
- Antolini, F. 2002B. La contabilità Nazionale ed il Federalismo Fiscale. *Rivista italiana di economia, demografia e statistica* n. 2.
- Antolini, F. 2009. Linee metodologiche per la misurazione del Pil della felicità: alcune indicazioni. *Rivista italiana di economia, demografia e statistica* n. 3-4.
- Antolini, F., Truglia, F. 2009. *La statistica e le statistiche. Dal dato amministrativo al dato statistico, fonti e strumenti e di analisi*. Milano: LED Edizioni.
- Associazione Restauratori D'Italia. 2010. *Il Prezzario dei Beni Artistici*, Roma: Editore Dei.
- Aspden, C. 2007. The revision of the 1993 System of National Accounts. What does it changes? *Statistics Brief*, n. 13. Paris: Oecd.
- Bartolini, S. 2010. *Manifesto per la felicità*. Roma: Donzelli Editore.
- Boiron, C. 2001. *Le ragioni della felicità*. Milano: Franco Angeli.
- Bonnet, T.W., Olson, R.L. 2008. How Scenarios Enrich Public Policy Decision. *Learning from the Future: Competitive Foresight Scenarios*. New York. John Wiley & Sons.
- Caricchia, A. 2007. Intervento sul percorso evolutivo dello SNA. in (a cura di) Esposito G. *Atti della Manifestazione del Cinquantenario ISCONA*, Roma.
- Corte dei Conti. 2010. *Rendiconto Generale dello Stato*. Roma.
- Eurostat. 1997. *Sistema Europeo dei Conti*. Luxemburg.
- Eurostat. 2002. *Esa 95 Manual on Government and Deficit and Debt*. Luxemburg.
- Giovannini, E. 2007. The Revision of the 1993 System of National Accounts: a missed opportunity? in (a cura di) Esposito G. *Atti della Manifestazione del Cinquantenario ISCONA*, Roma.
- Istat. 1996. Verso un Nuovo Sistema di Contabilità Nazionale. *Annale Statistico*. Serie X, Vol. II. Roma.
- Istat. 1997. La revisione della contabilità nazionale annuale. *Metodi e Norme*. n. 1. Roma.
- Istat. 2000. *La Nuova Contabilità Nazionale. Atti del Seminario 12-13 Gennaio 2000*, Vol. I e Vol. II. Roma.
- Istat. 2002. Gli investimenti fissi di Contabilità Nazionale dopo la revisione: nota metodologica, *Metodi e Norme*. n.14, Roma.
- Istat. 2004A. Inventario sulle fonti e i metodi di calcolo per le valutazioni a prezzi costanti. *Metodi e Norme*, n. 19. Roma.
- Istat. 2004B. Metodologie di stima degli aggregati di contabilità nazionale a prezzi correnti. *Metodi e Norme*, n. 21. Roma.
- Istat. 2005. I conti economici nazionali per settore istituzionale: le nuove stime secondo il Sec'95. *Metodi e Norme* n. 23.

- Istat. 2010. Using administrative Data in the Production of Business Statistics. Members States Experiences, Convegno 18-19 Marzo 2010, Roma.
- Lequiller, F., Blades, D. 2006. *Understanding National Account*. Paris: Oecd.
- Ministero dell'economia e delle Finanze. 2004. *Il Conto patrimoniale delle Amministrazioni Pubbliche*. Roma.
- Ministero dello Sviluppo Economico. 2007. *Guida ai Conti Pubblici Territoriali. Aspetti metodologici ed operativi per la costruzione dei conti consolidati di finanza pubblica a livello regionale*. Roma.
- Natoli, S. 2006. *La felicità*. Milano: Universale Economica Feltrinelli.
- Oecd. 2001. *Measurement Capital – Manual*. Paris.
- Oecd. 2009A. Characteristics of the Oecd countries financial accounts: proposal for a selection of financial indicators. *Working party on financial statistics*. Paris.
- Oecd. 2009B. Models of Public Budgeting and Accounting Reform. *Journal on Budgeting*. Vol.2, Supplement 1.
- Organismo Italiano di Contabilità. 2005. *Guida operativa per la transizione ai principi contabili internazionali*. Milano.
- Pozzoli, M. 2001. *Elementi di International Accounting*. Milano: Il Sole 24 Ore.
- Rajagopal, P., Rha, J.Y. 2009. The mental accounting of time. *Journal of Economic Psychology*, n.30.
- Ragioneria Generale dello Stato. 2009. *Il Patrimonio dello Stato*. Roma.
- Reviglio, E. 2011. *Patrimonio Pubblico*. Seminario MEF 30 Settembre 2011. Roma: Ministero del Tesoro.
- Shäfer, D., Stamer, C. 1990. Conceptual Consideration on Satellite System. *Review of Income and Wealth*, n.4.
- United Nations. 2009. *System of National Accounts 2008*. New York.
- United Nations. 2010. Report of the IWGNA, *Economic and Social Council*, E/cn.3/2010/8.

A two-step selective editing procedure based on contamination models

Marco Di Zio¹ Ugo Guarnera¹

Sommario

Ilves and Laitila (2009) propongono una procedura in due fasi per l'editing selettivo. Il loro approccio prevede, oltre alla selezione delle unità affette da possibili errori influenti, anche l'estrazione di un campione dalle rimanenti unità al fine di rimuovere l'eventuale distorsione residua. In questo articolo viene studiato l'uso del modello di contaminazione implementato in SeleMix (Buglielli and Guarnera, 2011) nella suddetta procedura a due fasi. Viene effettuato uno studio di valutazione sui dati dell'indagine Istat sulle piccole e medie imprese del 2008, con errori simulati in base ad alcuni meccanismi frequentemente incontrati nel contesto delle indagini negli Istituti di Statistica.

Parole Chiave: Controllo e correzione dei dati, Errori influenti, Modelli mistura, Modelli a classi latenti, Funzioni punteggio

Abstract

Ilves and Laitila (2009) propose a two-step procedure for selective editing. According to their approach, in addition to the units selected as affected by influential errors, a sample from the remaining observations is drawn in order to remove the possible residual bias. In this paper, the use of a contamination model as implemented in SeleMix (Buglielli and Guarnera, 2011) in the two-step procedure is studied. An evaluation study is performed by using data from 2008 Istat survey on small and medium enterprises and by simulating errors based on some mechanisms frequently met in NSI surveys.

Keywords: Data editing, Influential errors, Mixture models, Latent class models, Score function

1. INTRODUCTION

In the last years, it has been accepted the idea that only a small subset of observations is affected by errors having a high impact on the estimates, while the rest of

¹ Istat, Integration, Quality, Research and Production Networks Development Department. email: dizio@istat.it, guarnera@istat.it. The views expressed in this paper are solely those of the authors and do not involve the responsibility of Istat

the observations are not contaminated or contain errors having small impact on the estimates. This assumption and the fact that interactive editing procedures, like for instance recontact of respondents, are resource demanding, have motivated the idea at the basis of selective editing, that is to look for important errors (errors with an harmful impact on estimates) in order to focus the expensive interactive treatments (follow up, recontact) only on this subset of units. This should reduce the cost of the editing phase maintaining at the same time an acceptable level of quality of estimates.

Although the connection of selective editing with the estimation phase is evident, most of the papers deepen the editing aspect of such a procedure disregarding the inferential feature of selective editing. Some exception can be found in literature. Ilves and Laitila (2009) and Ilves (2010) see selective editing as a part of an estimation process aimed to reduce the impact of measurement error on the final estimates. They propose a two-step procedure for selective editing. Their proposal is motivated by the fact that the non-selected observations may still be affected by errors resulting in a biased target parameter estimator. To obtain an unbiased estimator, a sub-sample is drawn from the unedited observations, follow-up activities with recontacts are carried through and the bias due to remaining errors is estimated. The bias estimate is used to make the target parameter estimator unbiased.

Other papers focusing on the inferential aspect of selective editing are those by Buglielli *et al.* (2011) and Di Zio and Guarnera (2011). In these papers a model-based approach is proposed: log-normal data are supposed to be affected by errors according to a contamination model. With this approach it is possible to estimate the expected error affecting data and consequently it is allowed to estimate the impact of the residual error on the target estimates after editing the subset of selected units. In this setting the score function is based on the estimated expected error. The procedure is implemented in the R package *SeleMix*.

In this paper we study the joint use of the two approaches, that is to apply the two-step procedure proposed by Ilves and Laitila and to draw the sample in the second phase for removing the bias according to a sampling design with inclusion probabilities proportional to the scores (expected error) computed by using the contamination model proposed by Buglielli *et al.* (2011). The use of expected errors for sampling may give a more efficient strategy for removing the bias from the final estimates. An evaluation study is performed by using data from the 2008 Istat survey on small and medium enterprises and by simulating errors based on some mechanisms frequently encountered in the NSI surveys.

The paper is structured as follows. Section 2. shortly describes selective editing. The two-step selective editing approach is illustrated in Section 3.. Section 4. illustrates the contamination model used for selective editing as implemented in *SeleMix*. The experiments are described in Section 5., while results and conclusions are discussed in Section 6..

2. Selective editing

Selective editing is based on the idea of looking for important errors in order to focus the treatment on the corresponding subset of units to reduce the cost of the

editing phase, while maintaining the desired level of quality of estimates. In practice, observations are ranked according to the values of a score function expressing the impact of their potential errors on the target estimates (Latouche and Berthelot 1992), and all the units with a score above a given threshold are selected.

The score function is a tool to prioritise observations according to the expected benefit of their correction on the target estimates. According to this definition, it is natural to think of the score function as an estimate of the error affecting data. The estimate is generally based on comparing observed values with predictions (sometimes called *anticipated values*) obtained from some explicit or implicit model for the data. In the case of sample surveys, the comparison should also include sampling weights in order to properly take into account the error impact on the estimates.

An additional element often considered in the context of selective editing, is the degree of suspiciousness, that is an indicator measuring, loosely speaking, the probability of being in error. The necessity of this element arises from the implicit assumption of the intermittent nature of the error in survey data, i.e., the assumption that only a certain proportion of the data are affected by error, or, from a probabilistic perspective, that each measured value has a certain probability of being erroneous. Some authors do not introduce this element, others implicitly use it in their proposals. Norberg *et al.* (2010) state that several case studies indicate that procedures based only on the comparison of observed and predicted values without the use of a degree of suspiciousness tend to generate a large proportion of false alarm. Several score functions are proposed in literature, the difference being mainly given by the kind of prediction and the use of *degree of suspiciousness*. Among the different methods used to obtain predictions it is worthwhile to mention the use of information gathered in a previous occasion of the survey (Latouche and Berthelot 1992), regression models (Norberg *et al.*, 2010), contamination models (Buglielli *et al.* 2011). A detailed review can be found in De Waal (2011).

As far as the degree of suspiciousness is concerned, a common drastic approach consists in introducing it in the score function through a zero-one indicator that multiplies the difference between observed and predicted values, where zero and one correspond to consistency or inconsistency respectively with respect to some edit rules. In this case it is assumed that errors appear only as edit failures and observations that pass the edits are considered error-free without uncertainty (Latouche and Berthelot 1992). More refined methods to estimate the probability of being in error can be found in Norberg *et al.* (2010) and Buglielli *et al.* (2011).

Prediction and suspiciousness can be combined to form a score for a single variable, named *local score*. A local score frequently used for the unit i with respect to the variable Y_j is

$$S_{ij} = \frac{p_i w_i |y_{ij} - \hat{y}_{ij}|}{\hat{T}_j}$$

where p_i is the degree of suspiciousness, y_{ij} is the observed value of the variable Y_j on the i th unit, \hat{y}_{ij} is the corresponding prediction, w_i is the sampling weight, and \hat{T}_j is an estimate of the target parameter. Once the local scores for the variables of interest are computed, a global score to prioritise observations is needed. Several

functions can be used to obtain the global score, see Hedlin (2008), for instance the maximum of the local scores $GS_i^\infty = \max_j S_{ij}$.

Once the observations have been ordered according to their global score, a threshold should be chosen in order to select the subset of units to be edited such that the impact on the target estimates of the errors remaining in the unedited observations is negligible.

3. Probabilistic selective editing under a two-phase sampling approach

Ilves and Laitila (2009) incorporate the selective editing in a two-phase sampling approach in order to obtain an unbiased estimator also with respect to measurement error. More in detail, let $U = 1, 2, \dots, N$ be a finite population from which a sample s_a of size n_a is drawn according to a sample design $p_a(\cdot)$. Let us assume that the observed variable Y in the sample s_a is possibly affected by a measurement error. The target is the estimation of the population total $T_{y^*} = \sum_{k \in U} y_k^*$, where y_k^* are the true values corresponding to the observed and possibly contaminated y values. The Horvitz-Thompson (HT) estimator computed on the observed values y_k , for $k \in s_a$, is

$$\hat{t}_y = \sum_{k \in s_a} \frac{y_k}{\pi_{ak}}$$

where π_{ak} are the first order inclusion probabilities. The HT estimator is unbiased for the total, however because of measurement errors, \hat{t}_y can be a biased estimator of the target total T_{y^*} .

When selective editing is performed, n_{ed} units of the sample s_a are recontacted and for them the true value is supposed to be recovered and finally considered instead of the corresponding observed values for the estimate. This task is carried out in order to limit the impact of measurement errors on the accuracy of the final estimates. Nevertheless, the selective editing procedure may not be perfect and some errors biasing the estimates may still remain in data. The idea is to estimate the residual bias still present in the unedited units and to remove it from the HT estimator computed on the final data, say \tilde{y} , composed of n_{ed} edited observations and $n_a - n_{ed}$ unedited observations. To this aim, a subsample s_b of size n_b is drawn from the unedited observations of the sample s_a , and all the units in s_b are edited in order to compute the error $e_k = (y_k - y_k^*)$ for each unit. An unbiased estimator for T_{y^*} is obtained by subtracting the estimated bias from the biased total estimate

$$\hat{t}_{\tilde{y}} = \sum_{k \in s_a} \frac{\tilde{y}_k}{\pi_{ak}} - \sum_{k \in s_b} \frac{e_k}{\pi_{ak}\pi_{bk}} \tag{1}$$

where π_{bk} is the first order inclusion probability for the unit k in the second phase sample s_b .

4. Selective editing through contamination models

The key elements for selective editing via contamination models are:

1. specification of a parametric model for the true (non-contaminated) data,
2. specification of an error model.

We assume that two sets of variables are observed: the variables of the first group, say X -variables, are assumed to be correctly measured while the second set of variables, say Y -variables, corresponds to items possibly affected by measurement errors. In this set-up, which can be useful when some variables are available from administrative sources or are measured with high accuracy, it is quite natural to treat the variables that are observed with error as response variables and the reliable variables as covariates. In the following we model true data through a normal probability distribution. They allow to derive the distribution of the true data conditional on the observed data. This distribution is central in the proposed selective editing method. We remark that, a model is also studied for the case when no auxiliary variables X are available, details can be found in Buglielli *et al.* (2011).

An important point is that the model specification reflects the intermittent nature of the error mechanism. This means that errors are assumed to affect only a subset of data, or in other words, each unit in the dataset is affected by an error with an (unknown) a priori probability p . The assumption of intermittent error, which is very common in the context of survey data treatment, naturally leads to the model specification of the error model in terms of a mixture of probability distributions. As a consequence, the observed data distribution is also a mixture whose components correspond to error-free and contaminated data respectively. Such models are often referred to as contamination models and are commonly applied in the context of outlier identification. In the following, the model is described in some detail.

4.1 True data model

True data corresponding to possible contaminated items are represented as a $n \times m$ matrix Y^* of n independent realizations from a random m -vector assumed to follow a Gaussian distribution whose parameters may depend on some set of q covariates not affected by error. Thus, we have the regression model:

$$Y^* = XB + U \quad (2)$$

where Y^* is the $n \times p$ true data matrix, X is a $n \times q$ matrix whose rows are the measures of the q covariates on the n units, B is the $q \times m$ matrix of the coefficients, and U is the $n \times p$ matrix of normal residuals:

$$U \sim N(0, \Sigma). \quad (3)$$

4.2 Error model

In order to model the intermittent nature of the error mechanism we introduce a Bernoulli r.v. I with parameter p , where $I = 1$ if an error occurs and $I = 0$ otherwise. In the sequel, Y will denote possible contaminated variables. Thus, given that $I = 0$, it must hold $Y = Y^*$. Furthermore, given that $I = 1$, errors affect data through an additive mechanism represented by a Gaussian r.v. with zero mean and covariance matrix Σ_ϵ proportional to Σ , i.e., given $I = 1$:

$$Y = Y^* + \epsilon, \quad \epsilon = N(0, \Sigma_\epsilon), \quad \Sigma_\epsilon = (\lambda - 1)\Sigma, \quad \lambda > 1.$$

It is convenient to represent the error model through the conditional distribution:

$$f_{Y|Y^*}(y|y^*) = (1 - p)\delta(y - y^*) + pN(y; y^*, \Sigma_\epsilon) \quad (4)$$

where p (mixing weight) is the *a priori* probability of contamination and $\delta(t' - t)$ is the delta-function with mass at t . In case that the set of X -variates is empty, the variables Y_i ($i = 1, \dots, n$) are normally distributed with common mean vector μ . It is worthwhile noting that, due to the intermittent error assumption, it is conceptually possible to think of data as partitioned into correct and erroneous, and to estimate, for each observation, the probability of being correct or corrupted. The distribution of the observed data is easily derived multiplying the normal density for the true data implied by (2) and (3) and the error density (4), and integrating over Y^* :

$$f_Y(y) = (1 - p)N(y; B'X, \Sigma) + pN(y; B'X, \lambda\Sigma) \quad (5)$$

The distribution (5) refers to observed data and can be easily estimated by maximizing the likelihood based on n sample units via an ECM algorithm.

4.3 Score function and threshold

In order to define the score function for selective editing we derive the distribution of the error-free data Y^* conditional on observed data (including covariates X). A straightforward application of the Bayes formula provides:

$$f(y_i^*|y_i) = \tau_1(y_i)\delta(y_i^* - y_i) + \tau_2(y_i)N(y_i^*; \tilde{\mu}_i, \tilde{\Sigma}) \quad (6)$$

where

$$\tilde{\mu}_i = \frac{(y_i + (\lambda - 1)\mu_i)}{\lambda}; \quad \tilde{\Sigma} = \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right)\Sigma,$$

$\delta(y_i^* - y_i)$ is the delta function with mass at y_i , and $\tau_1(y_i)$, $\tau_2(y_i)$ are the posterior probabilities that a unit with observed values y_i belongs to correct and erroneous data group respectively:

$$\begin{aligned}\tau_1(y_i) &= Pr(y_i = y_i^* | y_i) = \frac{(1-p)N(y_i; \mu_i, \Sigma)}{(1-p)N(y_i; \mu_i, \Sigma) + pN(y_i; \mu_i, \lambda\Sigma)}, \\ \tau_2(y_i) &= Pr(y_i \neq y_i^* | y_i) = 1 - \tau_1(y_i), \\ i &= 1, \dots, n.\end{aligned}$$

It is natural to define predictions \hat{y}_i as estimates of the expected errors $E(y_i^* | y_i)$. From (6) it follows:

$$E(y_i^* | y_i) = \tau_1(y_i)y_i + \tau_2(y_i)\tilde{\mu}_i, \quad i = 1, \dots, n. \quad (7)$$

Predictions can be obtained by replacing the parameters in formula (7) with their corresponding estimates.

It is worthwhile to remark that in the context of economic surveys, when positive variables are to be analyzed, logarithms of data, instead of data in their original scale, are often modeled through a Gaussian distribution. The previous methodology can be easily adapted to the lognormal case.

Given the predictions for each unit of a dataset, an appropriate score function can be defined in terms of the expected error: $y_i - \hat{y}_i = \tau_2(y_i)(y_i - \hat{\mu}_i)$, where $\hat{\mu}_i$ is an estimate of $\tilde{\mu}_i$. We provide details for the univariate case. Let us suppose the target aggregate to estimate is the total T_{y^*} of the variable Y^* , and let $t_{y^*} = \sum_{i=1}^n w_i y_i^*$ be the corresponding estimator based on true values. Let us define the relative individual error for the i th unit with respect to the variable Y^* as the ratio between the (weighted) expected error and an estimate \hat{T}_{y^*} of the target parameter, that is

$$r_i = \frac{w_i(y_i - \hat{y}_i)}{\hat{T}_{y^*}}. \quad (8)$$

The score function is simply defined as $S_i = |r_i|$. Moreover, based on error predictions, the expected residual error in the unedited data can also be computed. More precisely, we define the residual error remaining in data after editing the i units with the highest score as:

$$R_i = \left| \sum_{k>i}^n r_k \right|.$$

The previous definitions allow to relate the number of units to select for interactive editing to the desired level of accuracy for the target estimates. In fact, once an accuracy level (threshold) η is chosen, the selective editing procedure consists of:

1. sorting the observations in descending order according to the value of S_i ;
2. find $n_{ed} \equiv n_{ed}(\eta)$ such that $n_{ed} = \min \{k^* \in (0, 1, \dots, n) \mid R_k < \eta, \forall k \geq k^*\}$, i.e., select the first n_{ed} units such that, all the residual errors R_k computed from the $(n_{ed} + 1)$ th to the last observation are below η .

The algorithm so far described is easily extended to the multivariate case by defining a global score function in terms of the local score functions for the different variables, see Di Zio and Guarnera (2011).

The parameters involved in the computation of (8) are estimated through the ECM algorithm, while a robust estimate of T^* can be obtained by using the predictions \hat{y}_i ,

$$\hat{T}_{y^*} = \sum_i w_i \hat{y}_i.$$

5. Experiments

In this section we describe an experimental application where selective editing based on SeleMix is jointly used with the two-step estimation procedure proposed by Ilves and Laitila. According to their approach, units that have not been selected for interactive editing are subsampled and the second phase sample is used to estimate the bias associated with measurement errors remaining in data. Selective editing is based on the contamination model approach described in (Buglielli *et al.* 2011) and implemented in the R-package *SeleMix*. Moreover, as described in the following, the score function in SeleMix is also used in some of the analysed estimation methods for the second phase sampling.

We have conducted the experiments on data from the 2008 Istat *survey on small and medium enterprises*. In particular we have considered enterprises in the Nace Rev2 sections B, C, D and E corresponding to aggregation of economic activities in *Manufacturing, mining and quarrying and other industry*. This group of units ($N = 8723$) has been used in the experiment as reference population (U) and for this population the variables *turnover* (X) and *labour cost* (Y) have been used assuming that the available data are error-free. Errors are artificially introduced in the Y variable according to error mechanisms frequently encountered in the context of NSI surveys, they are explicitly described in the next paragraphs. We suppose that the population parameter to be estimated is the total of the variable Y . The variable turnover is used as a covariate in the contamination model to obtain predictions for (Y).

A Monte Carlo study based on 2000 iterations has been carried out in order to study the impact of the use of a contamination model in the two-step procedure. We study the situations where the number of recontacts cannot exceed a certain amount n_{rec} determined by budget constraints. Hence, in the following, n_{rec} is kept fixed.

Each iteration of the Monte Carlo experiment consists of the following steps:

1. *Sampling*

a simple random sample without replacement (srswor) s_a of $n_a = 1000$ observations is extracted from the target population U

2. *Data contamination*

errors on the variable Y are artificially introduced according to the following mechanisms:

- Multiply Y values by 10, (*err.10*),
- Multiply Y values by 100, (*err.100*),
- Multiply Y values by 1000, (*err.1000*),
- inversion of the first two digits, (*inv.first*),
- inversion of the last two digits, (*inv.last*),
- replacement of the reported value with the value “1”, (*err.one*).

3. *Model estimation and score computation*

SeleMix is used to estimate a contamination model and to assign scores according to (8) to each unit. Records are accordingly ordered.

4. *Selective editing*

The observed values of the first n_{ed} observations are replaced by the corresponding true values. Three cases are analysed:

- $n_{ed} = n_{rec}$, all units are edited;
- $n_{ed} = 0$, no units are edited;
- $n_{ed} = n_{th}$ where n_{th} is the number of units selected by SeleMix corresponding to a level of accuracy parameter equal to 0.01.

5. *Second-phase sampling*

Two subsamples $s_b^{(1)}$, $s_b^{(2)}$ of $n_b = n_{rec} - n_{ed}$ units are extracted from the $n_a - n_{rec}$ unedited data using 1) srswor and 2) sampling with inclusion probabilities proportional to the scores (8). For each sampled unit the difference y_k and y_k^* between the observed and the true value of the variable Y is computed.

6. *Estimation*

Different estimators are used to estimate the total of variable Y , and the corresponding errors are computed by comparing the estimates with the true population value of the total. The estimators are described below.

As benchmark estimator the Horwitz-Thompson estimator based on the true values of Y^* (\hat{t}_{y^*}) in the sample s_a is used:

$$\hat{t}_{y^*} = \frac{N}{n_a} \sum_{k \in s_a} y_k^*.$$

The corresponding HT estimator \hat{t}_y based on observed unedited data is defined analogously:

$$\hat{t}_y = \frac{N}{n_a} \sum_{k \in s_a} y_k.$$

Estimators based on both edited and sampled data are also computed. According to the cases introduced in step (4), three situations are analysed:

1. all the n_{rec} units are edited and no unit is subsampled (estimator \hat{t}^{SE})
2. no unit is edited and all the n_{rec} observations are subsampled and used for bias correction, (\hat{t}^{SP1} and \hat{t}^{SP2} ; corresponding to the SRSWOR and PPS sampling respectively);
3. n_{th} units selected by SeleMix at a level of accuracy equal to 0.01 are edited, while $n_{rec} - n_{th}$ observations are subsampled (\hat{t}^{SM1} and \hat{t}^{SM2} corresponding to the SRSWOR and PPS sampling respectively).

We remark that, the estimator \hat{t}^{SE} does not include the bias correction term and is defined as:

$$\hat{t}^{SE} = \frac{N}{n_a} \sum_{k \in s_a} \tilde{y}_k = \frac{N}{n_a} \sum_{k \in E} y_k^* + \frac{N}{n_a} \sum_{k \in s_a \setminus E} y_k, \quad (9)$$

where E is the set composed of the n_{ed} edited units.

The other estimators can be expressed according to formula (1) by using the appropriate inclusion probabilities.

We remark that for \hat{t}^{SP1} and \hat{t}^{SP2} the first term in (1) is computed on the observed unedited data

$$\sum_{k \in s_a} \frac{\tilde{y}_k}{\pi_{ak}} = \frac{N}{n_a} \sum_{k \in s_a} y_k,$$

while for \hat{t}^{SM1} and \hat{t}^{SM2} the first term in (1) is analogous to the one in formula (9)

$$\sum_{k \in s_a} \frac{\tilde{y}_k}{\pi_{ak}} = \frac{N}{n_a} \sum_{k \in E} y_k^* + \frac{N}{n_a} \sum_{k \in s_a \setminus E} y_k$$

but the set E is composed of the n_{th} units selected by SeleMix.

6. Results and conclusions

The results of two experiments ($Ex1$, $Ex2$) are reported in Table (6.). Estimators are evaluated through the empirical relative root mean squared error (RRMSE) and the empirical relative bias (RB).

The incidence of errors is the same in the two experiments for the following error mechanisms: $err.1000$ (0.5%), $err.100$ (1%), $inv.first$ (1%), $inv.last$ (2%), $err.one$ (1%).

The error parameter varying in the two experiments is only $err.10$ that in $Ex1$ is not introduced at all, while in $Ex2$ is $err.10$ (0.15%). These different settings are introduced to reproduce the following situations:

- target estimates are mainly affected by errors caused by outliers, $Ex1$.
- target estimates are due to errors caused by both outliers and inliers, $Ex2$.

These two situations are analyzed at different number of recontacted units (n_{rec}) to assess the behaviour of the different estimators when a low number of units can be recontacted ($n_{rec} = 30$ for $Ex1$), and when a higher number of recontacts is

allowed ($n_{rec} = 150$ for $Ex2$). We remark that for $Ex1$ the estimators based on a combination of selective editing and the two-phase sampling strategy (\hat{t}^{SM1} , \hat{t}^{SM2}) are not evaluated because of the low number of edited units.

Table 1 - RRMSE and RB of the analysed estimators based on selective editing and a two-phase sampling

Experiment		\hat{t}_{y^*}	\hat{t}_y	\hat{t}^{SE}	\hat{t}^{SP1}	\hat{t}^{SP2}	\hat{t}^{SM1}	\hat{t}^{SM2}
Ex1	RRMSE%	4	611	4	1649	5	-	-
	RB%	0	545	0	0	0	-	-
Ex2	RRMSE%	4	837	13	999	10	33	10
	RB%	0	743	11	1	0	1	0

The first comment concerns the sampling design for bias correction. In both the experiments the estimator based on a PPS sampling, where the inclusion probabilities are proportional to the scores provided by SeleMix, is much more efficient than the estimator based on SRSWOR.

When the accuracy of estimates is mainly affected by outliers ($Ex1$), the selective editing procedure is able to remove the bias, and the RRMSE is almost the same than that obtained by using true data. In this situation the estimator \hat{t}^{SE} overperforms the other estimator \hat{t}^{SP2} whose RRMSE is dominated by a high variability.

When the accuracy of the estimates is also affected by inliers ($Ex2$), the estimator \hat{t}^{SE} is strongly biased (the main component of the RRMSE). The estimators based on sub-sampling are all able to remove the bias, even though they are characterised by a strong variability that makes the RRMSE close to the one obtained with \hat{t}^{SE} .

The results emphasize that an optimal strategy should be based on an accurate analysis of the trade-off between variance and bias of estimators. In fact, although the estimators based only on selective editing can be seriously biased, at level of MSE they are still comparable to the estimators based on a two-phase sampling, in fact the advantage due to the bias reduction is less appreciable because of the increase of the variance.

References

- Buglielli, T., and Di Zio, M., and Guarnera, U., and Pogelli, F.R., (2011). "Selective Editing of Business Survey Data Based on Contamination Models: an Experimental Application." *Proceedings of NTTS 2011 New Techniques and Technologies for Statistics, Bruxelles, 22-24 February 2011*.
- Buglielli, T., Guarnera, U., (2011). SeleMix: Selective Editing via Mixture models. R package version 0.8.1. <http://CRAN.R-project.org/package=SeleMix>
- De Waal, T., and Pannekoek, J., and Scholtus, S. (2011). *Handbook of Statistical Data Editing and Imputation*, Wiley.
- Di Zio, M., and Guarnera, U., (2011). "SeleMix: an R Package for Selective Editing via Contamination Models", *Proceedings of the 2011 International Methodology Symposium, Statistics Canada. November 1-4, 2011, Ottawa, Canada*.
- Hedlin, D. (2008). "Local and global score functions in selective editing". *UN/ECE Work Session on Statistical Data Editing, Wien*.
- Ilves, M. and Laitila, T. (2009). "Probability-Sampling approach to Editing." *Austrian Journal of Statistics*, Vol. 38, no. 3, 171-182.
- Ilves, M. (2010). "Probabilistic approach to editing." *Workshop on Survey Sampling Theory and Methodology Vilnius, Lithuania, August 23-27, 2010*.
- Latouche, M., and Berthelot, J.M. (1992). "Use of a Score Function To Prioritise and Limit Recontacts in Business Surveys", *Journal of Official Statistics*, Vol. 8, no. 3, 389-400.
- Norberg, A., and Adolfsson, C., and Arvidson, G., and Gidlund, P., and Nordberg, L. (2008). "A General Methodology for Selective Data Editing". *Statistics Sweden*.

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 corredati da una nota informativa dell’autore contenente attività, qualifica, indirizzo, recapiti e autorizzazione alla pubblicazione. Ogni articolo prima della pubblicazione dovrà ricevere il parere favorevole di due referenti scelti tra gli esperti dei diversi temi affrontati.

Per l’impaginazione dei lavori gli autori sono tenuti a conformarsi rigorosamente agli standard editoriali fissati dal Comitato di redazione e contenuti nel file RSU stili o nella classe LaTeX, entrambi disponibili on line. La lunghezza dei contributi originali per entrambe le sezioni dovrà essere limitata entro le 35 pagine. Una volta che il lavoro abbia superato il vaglio per la pubblicazione, gli autori sono tenuti ad allegare in formato originale tavole e grafici presenti nel contributo, al fine di facilitare l’iter di impaginazione e stampa. Per gli standard da adottare nella stesura della bibliografia si rimanda alle indicazioni presenti nel file on line.

Tutti i lavori devono essere corredati di un sommario nella lingua in cui sono redatti (non più di 120 parole); quelli in italiano dovranno prevedere anche un abstract in inglese.

Nel testo dovrà essere di norma utilizzato il corsivo 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. È vietata a norma di legge la riproduzione anche parziale senza autorizzazione e senza citarne la fonte.

Per contattare la redazione o per inviare lavori: rivista@istat.it. Oppure scrivere a:
Segreteria del Comitato di redazione delle pubblicazioni scientifiche
all’attenzione di Gilda Sonetti

Istat
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.