

In questo numero:

3• Giorgio Vittadini
Editoriale

LAVORO, ECONOMIA, FINANZA

4• Andrea Cammelli, Francesco Ferrante, Silvia Ghiselli
I laureati e la recessione: siamo alla fine del tunnel?

DEMOGRAFIA, ISTRUZIONE, WELFARE

12• Gian Carlo Blangiardo e Alessio Menonna
Migrazioni dall'Africa. Chiavi di lettura e scenari

16• Patrizia Falzetti e Paola Giangiacomo
Il questionario scuola, uno strumento per indagare il successo scolastico

25• Carlo Zocchetti
I ricoveri ospedalieri in Italia

STATISTICHE UFFICIALI, AMBIENTE, TERRITORIO

31• Gian Maria Martini e Gilberto Turati
Sussidiarietà verticale e crescita: un nesso quantificabile

STRUMENTI

36• Alessandro Valentini, Monica Pratesi, Bianca Maria Martelli
Promozione e misurazione della cultura statistica negli Atenei della Toscana:
alcune evidenze empiriche

43• Giuseppe Sanfilippo
L'incertezza in Segna

Direttore Responsabile

Nicola Torelli

Direttore Scientifico

Giorgio Vittadini

Comitato Editoriale

Tommaso Agasisti (*tommaso.agasisti@polimi.it*)
Giancarlo Blangiardo (*giancarlo.blangiardo@unimib.it*)
Andrea Cammelli (*andrea.cammelli@unibo.it*)
Maurizio Carpita (*carpita@eco.unibs.it*)
Giuliana Coccia (*coccia@istat.it*)
Gianni Corrao (*giovanni.corrao@unimib.it*)
Alberto Daprà (*alberto.dapra@lispa.it*)
Tommaso Di Fonzo (*tommaso.difonzo@unipd.it*)
Alessandro Fassò (*alessandro.fasso@unibg.it*)
Ornella Giambalvo (*ornella.giambalvo@unipa.it*)
Paolo Giudici (*paolo.giudici@unipv.it*)
Gianpaolo Gualaccini (*ggualaccini@cons.cnel.it*)
Stefano Iacus (*stefano.iacus@unimi.it*)
Achille Lemmi (*achille.lemmi@unisi.it*)
Mario Mezzanzanica (*mario.mezzanzanica@unimib.it*)
Monica Pratesi (*m.pratesi@ec.unipi.it*)
Antonio Quaglio (*antonio.quaglio@ilsole24ore.com*)
Carlo Zocchetti (*carlo.zocchetti@libero.it*)

Società Italiana di Statistica

Salita de' Crescenzi, 26 – 00186 Roma
www.sis-statistica.it - sis@sis.statistica.it, tel. 06.6869845

Registrazione Tribunale

Iscritto nel Registro Stampa del Tribunale di Roma il 15.3.2012 al n. 56/2012
ISSN: 2282-233X

Editoriale

Giorgio Vittadini

Dipartimento di Statistica e Metodi Quantitativi
Università degli Studi di Milano Bicocca

giorgio.vittadini@unimib.it

Purtroppo molte delle discussioni sui temi più scottanti della vita sociale, politica ed economica si fanno senza considerare gli elementi reali e, in particolare, gli aspetti quantitativi dei fenomeni in questione. E, se è vero che non bastano i numeri a inquadrare un fenomeno, saper e voler leggere i numeri aiuta molto a inquadrare la realtà. Così in questo secondo numero di *Statistica & Società*, nella prima sezione “Lavoro, Economia, Finanza” si scopre dal contributo di Cammelli *et al* che, contrariamente a certe letture mediatiche, i laureati hanno subito meno gli effetti della crisi, così come risulta anche dal *XVII Rapporto AlmaLaurea sulla condizione occupazionale dei laureati*.

Nella seconda sezione “Demografia, Istruzione, Welfare” l’intervento di Blangiardo mostra come, utilizzando i dati più aggiornati dell’Organizzazione Internazionale del Lavoro (ILO), i flussi migratori all’ordine del giorno in questo periodo non siano per niente imprevedibili: si possono fare previsioni attendibili su origine, destinazione ed entità dei migranti nei periodi successivi.

Il contributo di Falzetti mostra che il consenso per le prove Invalsi è correlato con il preventivo consenso di Dirigenti scolastici, insegnanti, genitori alle prove stesse. Anche in questo caso un aspetto della realtà apparentemente imprevedibile può essere studiato mediante modelli statistici.

E ancora, sulla stessa scia, anche la sanità può non essere un torrente imprevedibile: il “Rapporto sull’attività di ricovero ospedaliero. Dati SDO” presentato da Zocchetti, con la sua analisi quantitativa della attività erogata, può aiutare a programmare la spesa sanitaria migliorando con un ben preciso programma di intervento la sua qualità.

Anche le “Statistiche Ufficiali” presentano esempi di interventi conoscitivi che mutano la visione superficiale dei problemi. Ad esempio, come argomentano Martini e Turati, un incremento della spesa pubblica del 10% può comportare nel complesso dei Paesi europei – e anche in Italia – un incremento del PIL dello 0.6, contravvenendo la vulgata che lo sviluppo può avvenire solo riportando al centro decisioni e spesa pubblica.

Un così sistematico intervento a supporto della conoscenza richiede sempre nuovi strumenti per migliorarsi. Per questo – nella omonima sezione – Valentini scandaglia la *statistical literacy* tra gli studenti dei corsi di statistica mettendo a punto un nuovo sistema per la sua misurazione.

Non possono mancare, infine, in questo quadro, proposte per incrementare oltre che la conoscenza della statistica descrittiva, anche la capacità di fare induzione e utilizzare le probabilità, come nel contributo di Sanfilippo che presenta un tentativo in tal senso nelle scuole palermitane, replicabile altrove.

Il ruolo dello statistico e della statistica risulta quindi da questo numero di *Statistica & Società* sempre più cruciale per una lettura non ridotta e parziale del mondo d’oggi: a tutti noi la forza di dimostrarlo nei fatti.

I laureati e la recessione: siamo alla fine del tunnel?

Andrea Cammelli, Francesco Ferrante, Silvia Ghiselli

Direttore Consorzio Interuniversitario AlmaLaurea; Dipartimento di Economia e Giurisprudenza, Università degli Studi di Cassino e del Lazio Meridionale; Consorzio Interuniversitario AlmaLaurea

andrea.cammelli@unibo.it; fferrante@unicas.it; silvia.ghiselli@almalaurea.it

Sommario

Siamo alla fine del tunnel? I recenti segnali di ripresa dell'economia fanno sperare in un futuro più roseo ma non cancellano i ricordi di un anno difficile per i molti giovani che hanno pagato il prezzo più elevato della lunga recessione. Per questi ultimi, il tasso di disoccupazione ha raggiunto il 31,6% (15-29 anni). Tuttavia, i laureati hanno subito meno gli effetti della crisi, così come risulta anche dal XVII Rapporto AlmaLaurea sulla condizione occupazionale dei laureati. Permangono elementi di incertezza sulla forza effettiva della ripresa e sulla sua capacità di alimentare la crescita dell'occupazione, anche nel caso dei laureati.

1 Premessa

Il 2014 ci consegna un pesante fardello. I recenti segnali di ripresa dell'economia fanno sperare in un futuro più roseo ma non cancellano i ricordi di un anno difficile per i molti giovani che hanno pagato il prezzo più elevato della lunga recessione. Per questi ultimi, il tasso di disoccupazione ha raggiunto il 31,6% (15-29 anni) a fronte di una media per la popolazione che ha toccato il 12,7%. Le previsioni del Governo sulla crescita del PIL, sostanzialmente in linea con quelle della Commissione Europea, non sono peraltro entusiasmanti: 0,6% nel 2015 e 1,4% nel 2016. Non vanno dunque alimentate aspettative eccessive che potrebbero essere frustrate anche perché nelle fasi di ripresa dell'economia la disoccupazione segue un andamento fortemente inerziale.

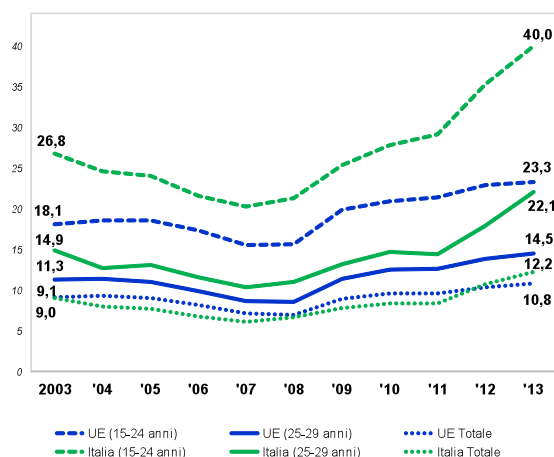


Figura 1: Tasso di disoccupazione in Italia e nell'Unione Europea per fasce d'età (valori percentuali). Fonte: elaborazioni AlmaLaurea su documentazione Eurostat.

L'analisi dello scenario internazionale conferma le forti divergenze tra paesi e aree che hanno caratterizzato l'andamento macroeconomico e, specificamente, quelle del mercato del lavoro anche nel corso del 2014. Divergenze che riflettono soprattutto i diversi orientamenti della politica economica, decisamente più "attivisti" in quei paesi che hanno fatto segnare le performance migliori.

I dati sul tasso di disoccupazione per età e titolo di studio confermano che, nella fase di ingresso nel mercato del lavoro, i giovani italiani, laureati inclusi, si confrontano con difficoltà maggiori che in altri paesi, difficoltà esacerbate dalla crisi ma preesistenti ad essa (Fig. 1).

Tuttavia, i laureati godono di vantaggi occupazionali rispetto ai colleghi diplomati sia nell'arco della vita lavorativa sia e ancor più, nelle fasi congiunturali negative come quella che stiamo vivendo, ben evidenziati dalle figure 2 e 3. Una condizione che caratterizza anche i neolaureati: prescindendo dai lavoratori con la scuola dell'obbligo, i più colpiti dalla crisi, il tasso di disoccupazione a cavallo della recessione è cresciuto di 2,9 punti per i laureati, di 5,8 punti per i diplomati, di 6,5 punti per i neolaureati (ovvero laureati della fascia di età 25-34 anni) e di ben 14,8 punti per i neodiplomati (ovvero di età 18-29 anni). Tra il 2007 e il 2014, il differenziale tra il tasso di disoccupazione dei neolaureati e dei neodiplomati è passato da 2,6 punti a 11,9 punti percentuali (a favore dei primi)¹.

1 Oltre ad essere aumentato il "premio" della laurea rispetto al diploma in termini di tasso di disoccupazione, i dati disponibili sembrano mostrare che durante la recessione sia aumentato anche il premio in termini di differenziale retributivo tra diplomati e laureati.

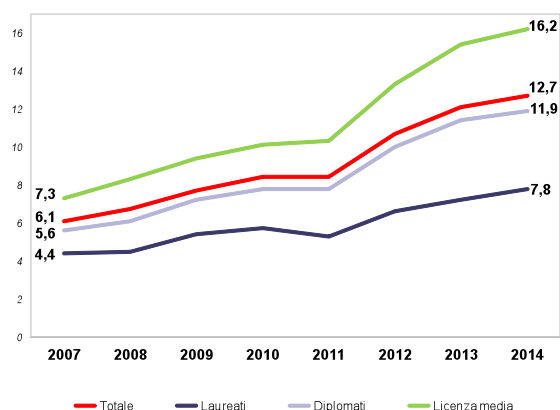


Figura 2: Tasso di disoccupazione in Italia per titolo di studio (valori percentuali). Fonte: elaborazioni AlmaLaurea su documentazione Istat.

Il paese continua ad essere caratterizzato da cesure in funzione del genere ma soprattutto della circoscrizione territoriale (Svimez, 2014). L'andamento del tasso di disoccupazione per genere e titolo di studio se, da un lato, conferma l'esistenza di vantaggio anche per le donne, conferito da un più elevato titolo di studio, dall'altro segnala che l'impatto della recessione ha prodotto esiti solo parzialmente differenziati in base al genere dei neolaureati: tra i laureati, il differenziale a favore degli uomini è cresciuto di 0,6 punti percentuali, raggiungendo un valore di 2,6. Un vantaggio di genere comunque inferiore a quello, anch'esso cresciuto, riscontrato tra i diplomati pari al 4,1%.

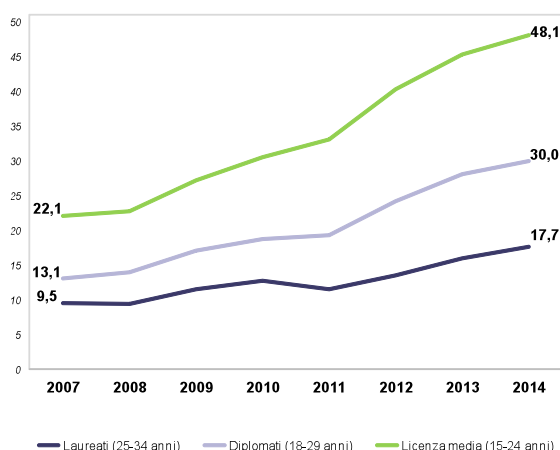


Figura 3: Tasso di disoccupazione in Italia nella fase di entrata nel mercato del lavoro per titolo di studio e fasce d'età (valori percentuali). Fonte: elaborazioni AlmaLaurea su documentazione Istat.

Nel complesso il 2014 ci consegna un quadro fortemente problematico per l'occupazione che trova puntuale conferma, nei diversi aspetti indagati (tasso di occupazione e di disoccupazione, tipologia

dei contratti, retribuzioni, efficacia della laurea, soddisfazione per il lavoro svolto, ecc.), nella più recente indagine AlmaLaurea sulla condizione occupazionale dei laureati (AlmaLaurea, 2015).

Essa rileva fedelmente, per un verso, quei timidi segnali di inversione di tendenza, che fanno sperare in un 2015 decisamente più roseo, e conferma, per l'altro verso, le persistenti difficoltà occupazionali di coloro che si sono laureati a cavallo della crisi. Si tratta di una pesante eredità che condiziona le opportunità occupazionali di queste coorti di laureati anche nella fase di ripresa dell'economia e in un orizzonte di medio-lungo termine.

2 L'indagine AlmaLaurea

La XVII indagine AlmaLaurea sulla condizione occupazionale dei laureati rileva qualche timido segnale di ripresa, ma solo con riferimento ai neo-laureati in senso stretto (i laureati ad un anno dalla laurea). Seppure resti confermato che, con il trascorrere del tempo dal conseguimento del titolo, la condizione occupazionale tende complessivamente a migliorare sotto tutti i punti di vista, è altrettanto vero che per i laureati di più lunga data (i laureati a tre e cinque anni dal titolo), entrati nel mercato del lavoro nella fase più acuta della recessione, si confermano gli effetti negativi dovuti alla contrazione della capacità di assorbimento da parte del mercato del lavoro (CNEL, 2014; ISFOL, 2014).

L'indagine 2014 ha coinvolto quasi 490mila laureati post-riforma di 65 atenei, dei 72 attualmente aderenti al Consorzio. La partecipazione degli intervistati è stata molto elevata: i tassi di risposta hanno raggiunto l'84% per l'indagine ad un anno, il 77% per quella a tre e il 71% a cinque anni².

2.1 Primo impatto sul mercato del lavoro: esiti occupazionali ad un anno dal titolo

Il primo, importante, elemento da tenere in considerazione è che tra i laureati di primo livello più della metà prosegue i propri studi iscrivendosi alla laurea magistrale, rimandando così l'ingresso effettivo, a pieno titolo, nel mondo del lavoro. Per questi motivi ogni approfondimento più rigoroso

² Va segnalato che si tratta di una indagine di tipo censuario il cui vantaggio rispetto ad indagini di tipo campionario è quello di consentire di effettuare valutazioni fino a livello di singolo corso di laurea. Per ottenere stime rappresentative del complesso dei laureati italiani i risultati delle indagini AlmaLaurea sulla condizione occupazionale sono sottoposti a una procedura statistica di "riproporzionamento".

volto a monitorare la risposta del mercato del lavoro è circoscritto, tra i laureati di primo livello, alla sola popolazione che non risulta iscritta ad un altro corso di laurea. Il tasso di occupazione, calcolato limitatamente a questa sottopopolazione, risulta ad un anno pari al 66%: un valore lievemente inferiore rispetto a quello rilevato tra i colleghi livello magistrali biennali, pari al 70%, ma più elevato rispetto al 49% rilevato tra quelli a ciclo unico (Fig. 4). I laureati a ciclo unico risultano penalizzati da questo tipo di confronto poiché figurano frequentemente impegnati in attività formative non retribuite.

Il confronto con le precedenti rilevazioni ad un anno evidenzia, dopo anni di incessante contrazione, una sostanziale tenuta del tasso di occupazione per i laureati triennali e per i magistrali biennali, e ciò indipendentemente dalla condizione lavorativa al momento della laurea. Per i laureati a ciclo unico il quadro è leggermente diverso (-8 punti nel tasso di occupazione rispetto alla rilevazione 2013, -30 punti rispetto a quella di cinque anni prima). Ma tra questi ultimi, nel periodo in esame è aumentato considerevolmente il peso dei laureati in giurisprudenza (passati dal 5% fra i laureati del 2007 al 42,5% di quelli del 2013), i quali mostrano un più contenuto tasso di occupazione e, parallelamente, una quota elevata di laureati in cerca di lavoro (39%).

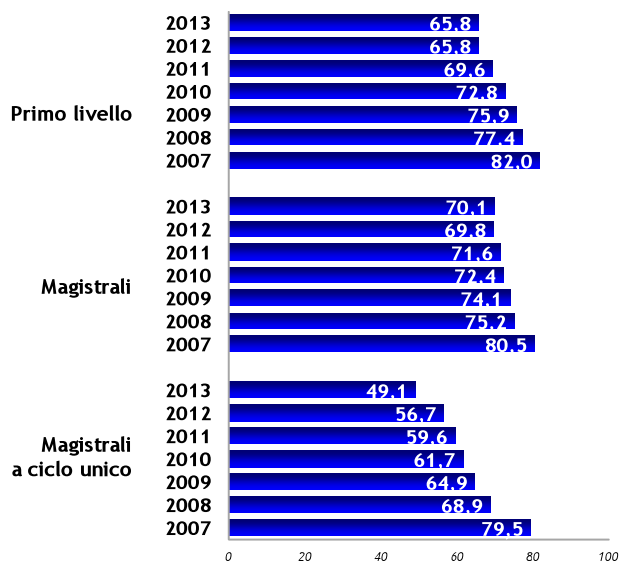


Figura 4: Laureati 2013-2007 intervistati ad un anno: occupazione per tipo di corso. Confronto con la definizione ISTAT sulle Forze di Lavoro (valori percentuali). Nota: per il primo livello si sono considerati solo i laureati non iscritti ad altro corso di laurea. Fonte: AlmaLaurea.

Inoltre, il 2014 evidenzia la situazione anomala dei laureati in medicina e chirurgia, i quali hanno visto il posticipo dei termini concorsuali (da luglio,

nel 2013, a dicembre, nel 2014) per l'accesso alle scuole di specializzazione, oltre che una riduzione dei posti a bando. Ne è risultato un aumento della quota di laureati che non lavorano e che sono alla ricerca attiva di un impiego.

L'analisi del tasso di disoccupazione (per i triennali limitato, come già ricordato, al collettivo che non ha proseguito gli studi universitari dopo il titolo) conferma nella sostanza le considerazioni fin qui sviluppate (Fig. 5). I laureati di primo livello presentano una quota di disoccupati pari al 26%, superiore di 4 punti rispetto a quella dei colleghi magistrali. Rispetto alla precedente rilevazione si registra una stabilizzazione anche del tasso di disoccupazione (circa mezzo punto in meno sia per i laureati triennali che per i laureati magistrali). Discorso inverso invece vale per i laureati magistrali a ciclo unico, per le ragioni poc'anzi avanzate (+6 punti nell'ultimo anno).

Le tendenze qui evidenziate si confermano, sia pure con diversa intensità, nella quasi totalità dei percorsi disciplinari.

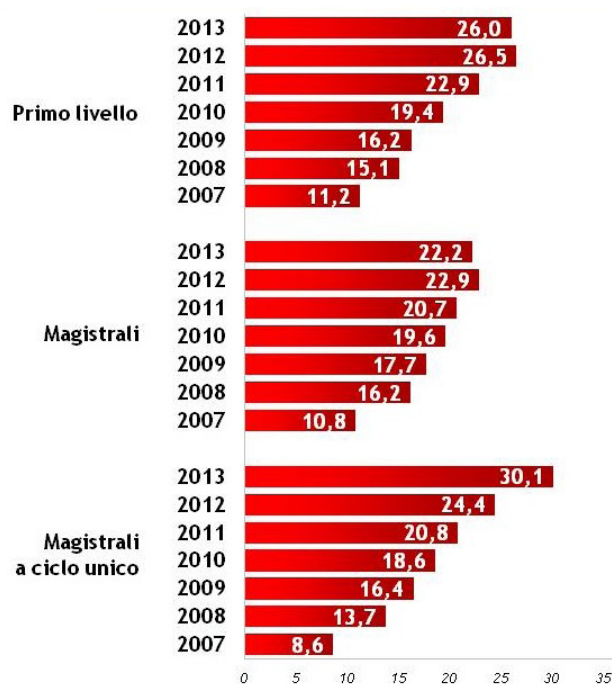


Figura 5: Laureati 2013-2007 intervistati ad un anno: tasso di disoccupazione per tipo di corso (def. ISTAT - Forze di Lavoro; valori percentuali). Nota: per il primo livello si sono considerati solo i laureati non iscritti ad altro corso di laurea. Fonte: AlmaLaurea.

L'analisi delle caratteristiche del lavoro svolto conferma le aumentate difficoltà che i laureati post-ri-forma hanno affrontato in questi ultimi anni. La stabilità dell'impiego a dodici mesi dal titolo, non particolarmente consistente, risulta leggermente in calo per i laureati triennali e magistrali (rispet-

tivamente di 2 e 1 punto percentuale rispetto alla precedente rilevazione). Discorso a parte anche in questo caso riguarda i laureati a ciclo unico: la quota di occupati stabili aumenta infatti di oltre 2 punti percentuali rispetto alla precedente indagine. Il lavoro stabile è quindi pari, nella generazione più recente, al 39% tra i triennali, al 34% tra i magistrali e al 38% tra i colleghi a ciclo unico; rispetto all'indagine 2008 la stabilità lavorativa ha subito una significativa contrazione, pari a 12 punti tra i triennali, 6 punti tra i magistrali, stabile invece tra i colleghi a ciclo unico. Contrazione legata in particolare al vero e proprio crollo, in taluni casi, dei contratti a tempo indeterminato (-17 punti percentuali tra i laureati triennali, -9 punti tra i magistrali e -6 tra quelli a ciclo unico).

Nell'ultimo anno si registra una confortante diminuzione dei lavori non regolamentati da alcun contratto (-3 punti per i laureati a ciclo unico, -1,5 tra i magistrali biennali e inferiore a un punto tra i triennali). Il guadagno ad un anno, complessivamente, si attesta attorno ai 1.000 euro netti mensili: in termini nominali 1.013 per il primo livello, 1.065 per i magistrali, 1.024 per i magistrali a ciclo unico (Fig. 6).

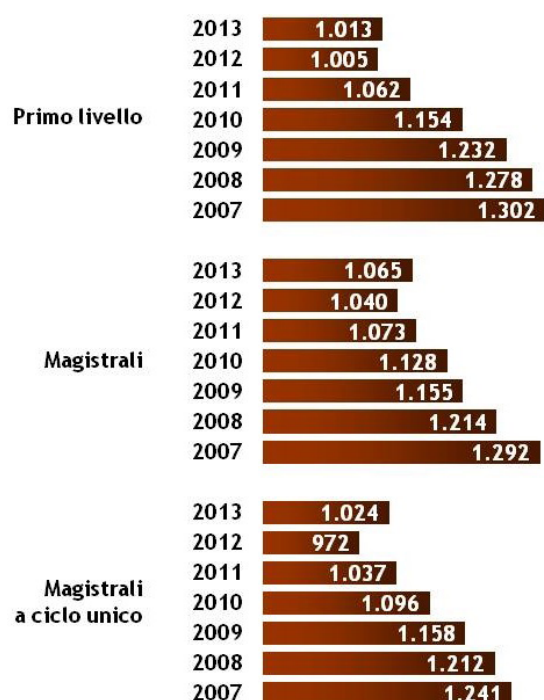


Figura 6: Laureati 2013-2007 occupati ad un anno: guadagno mensile netto per tipo di corso (valori rivalutati in base agli indici ISTAT dei prezzi al consumo; valori medi in euro). Nota: per il primo livello si sono considerati solo i laureati non iscritti ad altro corso di laurea. Fonte: AlmaLaurea.

Rispetto alla precedente rilevazione, le retribuzioni nominali risultano in aumento, con un incremen-

to pari all'1% fra i triennali, al 3% fra i magistrali biennali e al 6% fra i colleghi a ciclo unico. Tali incrementi si riducono se si considerano le retribuzioni reali, ovvero se si tiene conto del mutato potere d'acquisto, pur restando apprezzabili: l'incremento è del 5% tra i colleghi a ciclo unico, del 2% tra i magistrali, e non raggiunge l'1% tra i triennali. Se si estende il confronto temporale agli ultimi sette anni (2008-2014), si evidenzia che le retribuzioni reali sono diminuite del 22% per i laureati triennali, del 18 e 17% rispettivamente per i laureati magistrali biennali e a ciclo unico.

L'analisi circoscritta ai soli laureati che lavorano a tempo pieno e hanno iniziato l'attuale attività dopo la laurea innalza le retribuzioni medie mensili a quasi 1.200 euro (e per tutti i collettivi in esame), pur confermando l'aumento retributivo rispetto alla precedente rilevazione (e questo anche in termini reali). L'efficacia del titolo universitario (misurata considerando la richiesta, formale e sostanziale, del titolo per l'esercizio dell'attività lavorativa e l'utilizzo, nel lavoro svolto, delle competenze acquisite all'università) risulta in leggero rialzo rispetto alla precedente rilevazione: il titolo è almeno efficace (ovvero molto efficace o efficace) per 47 triennali su cento (0,7 punti percentuali in più rispetto all'indagine 2013) e per 46 laureati magistrali su cento (+1,5 punti percentuali rispetto allo scorso anno; Fig. 7).

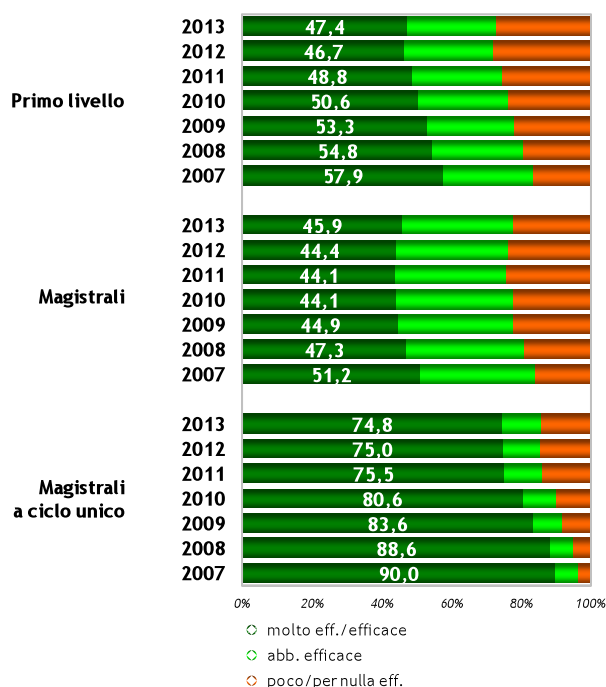


Figura 7: Laureati 2013-2007 occupati ad un anno: efficacia della laurea per tipo di corso (valori percentuali). Nota: per il primo livello si sono considerati solo i laureati non iscritti ad altro corso di laurea. Fonte: AlmaLaurea.

L'efficacia massima (75%; sostanzialmente invariata rispetto allo scorso anno) si riscontra tra i magistrali a ciclo unico. Un valore elevatissimo ma comprensibile considerata la particolare natura di questi percorsi di studio.

È però vero che l'efficacia del titolo risulta significativamente in calo se il confronto avviene rispetto alla rilevazione 2008 (-10,5 punti tra i triennali, -5 tra i magistrali, -15 tra i colleghi a ciclo unico). Il quadro qui delineato risulta confermato se si considerano, separatamente, le due componenti dell'indice di efficacia, ovvero l'utilizzo, nel lavoro svolto, delle competenze acquisite all'università e la richiesta, formale o sostanziale, della laurea per l'esercizio della propria attività lavorativa.

2.2 Tendenze del mercato del lavoro nel medio periodo: esiti occupazionali a tre e cinque anni dal titolo

Ad un anno dal titolo i segnali, come si è visto, sono confortanti, dal momento che pare registrarsi un arresto delle difficoltà occupazionali evidenziate nei precedenti rapporti. Ma i momenti di criticità vissuti negli ultimi anni dai neo-laureati si sono inevitabilmente riversati anche sui laureati di più lunga data, anche se occorre sottolineare che, col trascorrere del tempo dal conseguimento del titolo, le performance occupazionali migliorano considerevolmente. Per approfondire questi aspetti si farà riferimento, in particolare, ai laureati post-riforma di secondo livello intervistati dopo tre e cinque anni dal conseguimento del titolo. Ulteriori indagini, compiute sui laureati di primo livello, sempre a tre e cinque anni dal termine degli studi, consentono di apprezzare ancor meglio il complesso e variegato mondo dei laureati italiani. Qui ci si limita ad evidenziare che l'analisi, circoscritta ai laureati triennali che non si sono iscritti ad un altro corso di laurea, conferma i positivi risultati occupazionali raggiunti nel primo lustro dalla laurea. Ciò, non solo in termini di tasso di occupazione (86% a cinque anni dal titolo), ma anche di stabilità del lavoro (pari al 74%, sempre a cinque anni) e di retribuzione (1.341 euro mensili netti). Rispetto alla precedente rilevazione gli indicatori qui considerati risultano tendenzialmente in calo (circa 3 punti in termini di quota di occupati, -5 punti per la stabilità lavorativa), mentre le retribuzioni registrano (in termini reali) una contrazione di poco più di un solo punto percentuale. Ma il quadro peggiora se si amplia l'intervallo di osservazione: rispetto alla rilevazione 2010 l'occupazione risulta infatti in calo di 8 punti, diminuisce di 10 punti percentuali la stabilità contrattuale e le retribuzioni registrano

una contrazione del 12% (da 1.520 euro a 1.341). Ma cosa accade ai laureati di secondo livello?

Il tasso di occupazione, tra i laureati a ciclo unico, cresce, a tre anni dal titolo, fino al 72%, mentre tra i magistrali biennali è dell'82%; i valori non figurano in miglioramento rispetto alla rilevazione dell'anno precedente (-4 punti per i primi, sostanzialmente stabile per i secondi). L'area della disoccupazione riguarda invece circa il 13% dei laureati magistrali e il 16% di quelli a ciclo unico (per i primi risulta pressoché stabile rispetto alla precedente indagine; per i colleghi a ciclo unico è in salita di 3 punti).

La rilevazione compiuta sui laureati di secondo livello a cinque anni dal titolo consente di arricchire e completare quanto già evidenziato (Fig. 8). Entro il primo quinquennio successivo alla laurea ampie fasce di magistrali biennali raggiungono l'occupazione (86%, ma in calo di 1 punto percentuale rispetto alla analoga rilevazione dello scorso anno; di oltre 4 punti rispetto a quella di due anni fa). Tra i laureati a ciclo unico l'area dell'occupazione raggiunge l'87% (-3 punti rispetto alle rilevazioni precedenti).

Corrispondentemente, il tasso di disoccupazione (Fig. 9) è leggermente più elevato per i primi e pari al 9% (sostanzialmente stabile rispetto alla rilevazione dello scorso anno ma in aumento di oltre 3 punti percentuali rispetto all'analoga rilevazione 2012) mentre si ferma al 7% per i laureati magistrali a ciclo unico (in aumento rispetto a quanto rilevato nelle due precedenti rilevazioni).

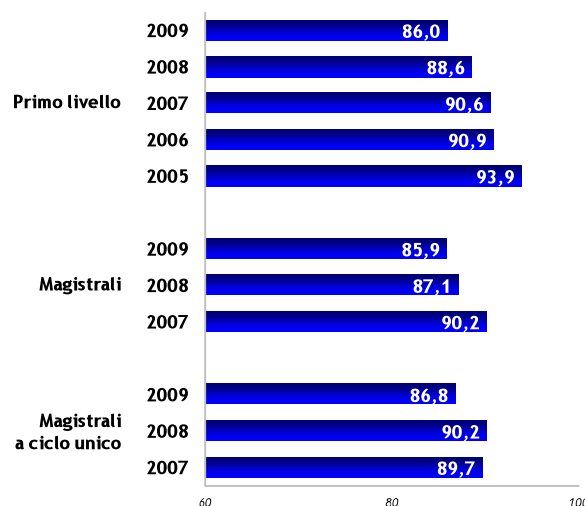


Figura 8: Laureati 2009-2005 intervistati a cinque anni: occupazione per tipo di corso. Confronto con la definizione ISTAT sulle Forze di Lavoro (valori percentuali). Nota: per il primo livello si sono considerati solo i laureati non iscritti ad altro corso di laurea. Fonte: AlmaLaurea.

Nell'intervallo tra uno e cinque anni dalla laurea i laureati magistrali del 2009 mostrano un incremento del tasso di occupazione di 12 punti percentuali (dal 74 al già citato 86%); la disoccupazione, d'altra parte, di fatto si dimezza (dal 18 al 9%). Per i colleghi a ciclo unico, il miglioramento delle performance occupazionali è ancora più apprezzabile: l'occupazione cresce di oltre 21 punti percentuali (dal 65 all'87%), mentre la disoccupazione si riduce di oltre la metà (dal 16 al 7%).

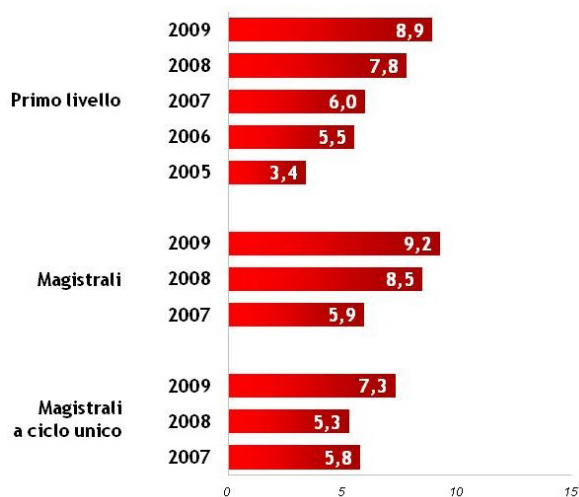


Figura 9: Laureati 2009-2005 intervistati a cinque anni: tasso di disoccupazione per tipo di corso (def. ISTAT – Forze di Lavoro; valori percentuali). Nota: per il primo livello si sono considerati solo i laureati non iscritti ad altro corso di laurea. Fonte: AlmaLaurea.

Resta, comunque, più in generale confermato che al crescere del livello di istruzione, cresce anche l'occupabilità. I laureati infatti sono in grado di reagire meglio ai mutamenti del mercato del lavoro, perché dispongono di strumenti culturali e professionali più adeguati. A tal riguardo, il Consiglio Europeo ha di recente adottato un nuovo indicatore, costituito dalla percentuale di diplomati e laureati (20-34enni) occupati, tra coloro che hanno concluso il percorso di istruzione e formazione da non più di tre anni³ (ISTAT, 2014). Chi è in possesso di un titolo di studio universitario presenta un tasso di occupazione di oltre 16 punti percentuali maggiore di chi ha conseguito un diploma di scuola secondaria superiore (57 contro 41%; Eurostat, 2015). Anche il guadagno premia i titoli di studio superiori (OECD, 2014): rilevato per la classe di età 25-34 anni, nel 2010 risultava più elevato del

25% rispetto a quello percepito dai diplomati di scuola secondaria superiore. Un differenziale retributivo però più contenuto rispetto a quanto rilevato per Francia, Germania e Regno Unito (+45, +49% e +53%, rispettivamente)⁴. Ciò dipende dai più lunghi tempi di inserimento e di valorizzazione professionale riscontrati nel nostro Paese, dove di fatto è l'anzianità di servizio ad esercitare un'influenza decisamente più rilevante.

Senza dimenticare che lungo l'intero arco della vita lavorativa le performance dei laureati risultano ancora migliori rispetto a quelle dei diplomati di scuola secondaria superiore.

Vi sono altri elementi che è utile però tenere in considerazione. Come, ad esempio, la stabilità dell'occupazione, che a tre anni dalla laurea coinvolge il 55% dei laureati magistrali biennali (era il 34% quando furono intervistati ad un anno). Stabilità che risulta in lievissimo calo (-1 punto percentuale) rispetto alla rilevazione dello scorso anno, ma ben di 7 punti rispetto all'indagine 2010. Il lavoro stabile è connotato in prevalenza da contratti alle dipendenze a tempo indeterminato (le attività autonome, infatti, per la natura stessa del collettivo, sono relativamente poco diffuse tra i laureati magistrali). Anche tra i colleghi a ciclo unico la stabilità del lavoro cresce tra uno e tre anni dal titolo: dal 35% al 61% (in leggero rialzo rispetto alla rilevazione dello scorso anno, ma pressoché stabile rispetto a quella del 2010). In tal caso si tratta, in prevalenza, di lavori autonomi effettivi, che costituiscono lo sbocco lavorativo naturale per la maggior parte dei laureati a ciclo unico.

Naturalmente, l'estensione dell'arco temporale di osservazione al primo quinquennio successivo alla laurea consente di apprezzare ancora più il miglioramento della stabilità lavorativa. Tra i laureati magistrali del 2009 la quota di occupati stabili è cresciuta considerevolmente (di ben 35 punti percentuali) tra uno e cinque anni dal titolo, raggiungendo il 70% degli occupati (era il 35% ad un anno dal titolo). Tra i colleghi a ciclo unico, invece, il lavoro stabile coinvolge il 77,5% degli occupati a cinque anni (+40 punti nell'arco di tempo considerato; era infatti il 35% ad un anno). Anche in tal caso valgono le medesime considerazioni sviluppate con riferimento ai laureati a tre anni dal titolo: il contratto a tempo indeterminato riguarda in particolare i laureati magistrali biennali, mentre il lavoro autonomo è caratteristica peculiare dei colleghi a ciclo unico.

Nota dolente è rappresentata dalle retribuzioni che, a tre anni dalla laurea, confermano la riduzione del potere d'acquisto dei laureati. Seppure tra i magistrali i guadagni superino nominalmente i 1.200

3 Misurato come il tasso di occupazione della popolazione di 20-34 anni diplomatasi o laureatasi uno, due o tre anni prima del momento della rilevazione e che, al tempo dell'indagine, non segue alcun ulteriore programma di istruzione o formazione.

4 Per Germania e Regno Unito il dato è riferito al 2012.

euro, il loro valore reale si è ridotto, negli ultimi cinque anni, del 14% circa (pur risultando in aumento dell'1% nell'ultimo anno).

La situazione retributiva dei laureati magistrali a ciclo unico è analoga ai colleghi biennali, seppure complessivamente attestata su livelli più bassi: a tre anni il guadagno mensile netto supera di poco i 1.130 euro, in aumento dell'1% rispetto alla precedente rilevazione ma in calo del 19% rispetto all'analoga rilevazione 2010.

Inoltre, se si circoscrive la riflessione ai soli laureati occupati a tempo pieno e che hanno iniziato l'attuale lavoro dopo la laurea, le retribuzioni nominali risultano in calo, rispetto alla precedente rilevazione, dell'8% tra i laureati magistrali biennali e del 2% tra i laureati a ciclo unico (in calo dell'11 e del 16% rispettivamente rispetto alla rilevazione 2010). Tale diminuzione è accentuata, naturalmente, se si considerano le retribuzioni reali (-8 e -2% rispetto alla rilevazione 2013; -17 e -21,5% rispetto a quella del 2010).

Resta comunque confermato che tra uno e tre anni le retribuzioni tendono ad aumentare: in termini reali, l'incremento è infatti pari al 13% per i laureati magistrali biennali, e al 9,5 per i colleghi a ciclo unico.

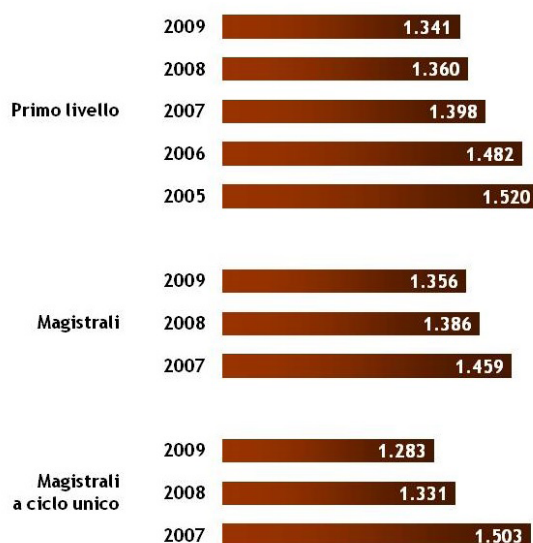


Figura 10: Laureati 2009-2005 occupati a cinque anni: guadagno mensile netto per tipo di corso (valori rivalutati in base agli indici ISTAT dei prezzi al consumo; valori medi in euro). Nota: per il primo livello si sono considerati solo i laureati non iscritti ad altro corso di laurea. Fonte: AlmaLaurea.

L'analisi delle retribuzioni a cinque anni dal conseguimento del titolo conferma le tendenze qui esposte (Fig. 10). Ad un lustro dalla laurea il guadagno mensile netto si attesta a circa 1.350 euro tra i laureati magistrali e a poco meno di 1.300 euro tra i colleghi a ciclo unico. Analizzando l'evoluzione delle

coorti di laureati si evidenzia anche in questo caso un aumento delle retribuzioni, tra uno e cinque anni: in termini reali l'aumento è pari al 17% tra i laureati magistrali e all'11% tra i magistrali a ciclo unico.

Un ultimo importante elemento da tenere in considerazione, per disporre di un, seppur sintetico, quadro relativo all'inserimento lavorativo dei laureati di secondo livello è rappresentato dalla coerenza esistente tra titolo conseguito ed occupazione svolta. Per la metà dei laureati magistrali occupati il titolo risulta molto efficace o efficace (valore lievemente in calo rispetto alle indagini, sempre a tre anni dal titolo, precedenti, era del 52% nel 2010). Anche in tal caso, tra uno e tre anni dalla laurea i livelli di efficacia tendono ad aumentare (+5 punti per il collettivo in esame). I laureati a ciclo unico confermano la propria peculiarità mostrando livelli di efficacia del titolo che raggiungono, sempre a tre anni, l'82% degli occupati (+7 punti rispetto a quando gli stessi laureati furono indagati ad un anno); l'efficacia risulta in calo di 8 punti rispetto all'analoga rilevazione del 2010.

A cinque anni dal titolo i livelli di efficacia aumentano ulteriormente (Fig. 11): 55 laureati magistrali su cento dichiarano che il titolo è molto efficace o efficace per l'esercizio della propria attività lavorativa (valore stabile rispetto alle due precedenti rilevazioni; in aumento di 10 punti rispetto a quando furono intervistati ad un anno dal titolo). Tra i colleghi a ciclo unico (in larga parte medici fra i laureati del 2009) tale valore raggiunge addirittura quota 88% (-2 punti rispetto all'analoga rilevazione 2013, -5 punti rispetto alla rilevazione di due anni fa), ma solo 4 punti in più rispetto alla rilevazione ad un anno.

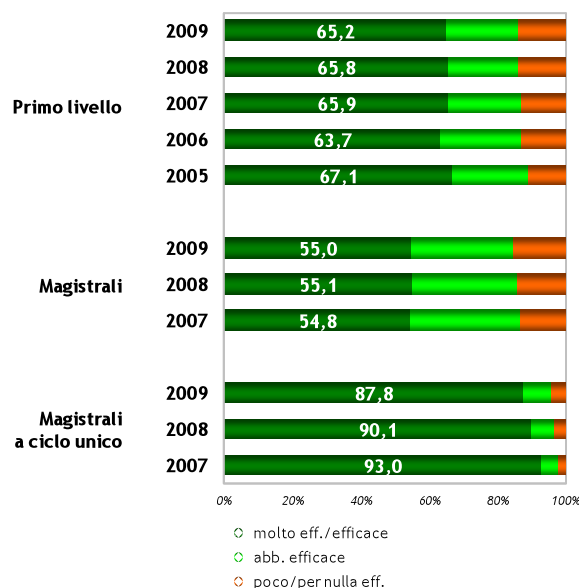


Figura 11: Laureati 2009-2005 occupati a cinque anni: efficacia della laurea per tipo di corso (valori percentuali). Nota: per il primo livello si sono considerati solo i laureati non iscritti ad altro corso di laurea. Fonte: AlmaLaurea.

L'analisi compiuta distintamente per i due elementi che compongono l'indice di efficacia, ovvero utilizzo delle competenze acquisite all'università e richiesta della laurea per l'esercizio del lavoro, confermano le tendenze qui articolate. I laureati a ciclo unico mostrano una più ampia corrispondenza tra laurea e occupazione, sia per quanto riguarda l'uso delle competenze apprese sia, soprattutto, per quanto concerne la richiesta – per legge – del titolo. Ciò è ovviamente legato allo sbocco prevalente nell'ambito della libera professione, che impone vincoli formali più rigidi rispetto a quelli rilevati tra i colleghi magistrali biennali. Anche in tal caso, ad ogni modo, è il tempo a rendere giustizia ai laureati, visto che si rileva un generale miglioramento di entrambe le componenti qui esaminate nel passaggio tra uno e tre/cinque anni dal titolo.

3 Conclusioni

L'inversione di tendenza nell'andamento delle variabili macroeconomiche registrata negli ultimi mesi è stata alimentata dal salto di qualità della politica monetaria della Banca Centrale Europea, fattore che ha creato condizioni di contesto favorevoli al consolidamento finanziario e ad una ripresa dell'economia europea e italiana. Permangono elementi di incertezza sulla forza effettiva della ripresa e sulla sua capacità di alimentare la crescita dell'occupazione, anche nel caso dei laureati. Incertezze legittimate dall'andamento della disoccupazione nell'ultimo trimestre.

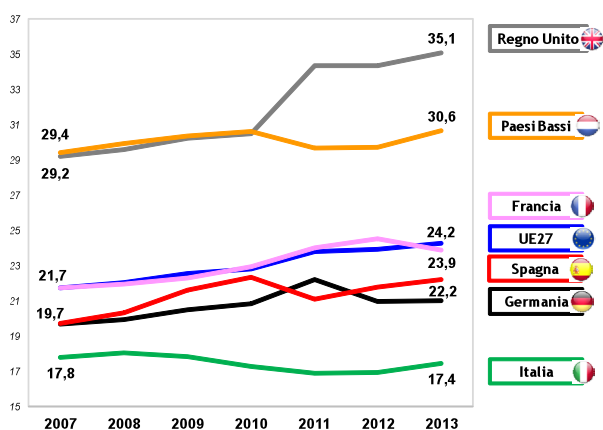


Figura 12: Occupati nelle professioni ad elevata specializzazione (valori percentuali). Fonte: elaborazioni AlmaLaurea su documentazione Eurostat.

Dopo la fase di riduzione, in controtendenza rispetto al complesso dei paesi dell'Unione Europea la

quota di occupati nelle professioni ad alta specializzazione⁵ sembra avere invertito la sua tendenza, passando dal 16,9% del 2013 al 17,4% del 2014, con un distacco che permane di circa sette punti percentuali dalla media europea (Fig. 12). Si tratta comunque di un dato positivo che rafforza l'idea che ci si trovi di fronte a segnali di cambiamento strutturale favorevoli ad una ripartenza del motore dell'economia. L'occupazione nelle professioni ad alta qualificazione è infatti tipicamente, positivamente correlata all'attività di investimento, di innovazione e di internazionalizzazione delle imprese. Proprio per questi motivi, il consolidamento della crescita su sentieri sostenibili necessiterà di un salto di qualità nell'attività di investimento da parte delle imprese rispetto a quanto si è visto nel corso degli ultimi dieci anni.

Riferimenti bibliografici

AlmaLaurea (a cura di), (2014), *XVII Rapporto sulla condizione occupazionale dei laureati*. in corso di pubblicazione e disponibile su www.alma laurea.it/universita/occupazione/occupazione13.

CNEL, (2014), *Rapporto sul mercato del lavoro 2013-2014*.

Eurostat, (2015), *Employment rates of young people not in education and training by sex, educational attainment level, years since completion of highest level of education and citizenship*, disponibile su <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu>

ISFOL, (2014), *Rapporto di monitoraggio del mercato del lavoro 2014*.

ISTAT, (2014), *Rapporto annuale 2014. La situazione del Paese*.

OECD, (2014), *Education at a Glance 2014: OECD Indicators*, OECD Publishing.

SVIMEZ, (2014), *Rapporto Svimez 2014 sull'economia del Mezzogiorno*. Consorzio Interuniversitario AlmaLaurea (2014a), *Condizione Occupazionale dei Laureati. XVI Indagine*, disponibile su http://www.alma laurea.it/sites/alma laurea.it/files/docs/universita/occupazione/occupazione12/alma laurea_indagine2013.pdf.

5 Secondo la classificazione internazionale delle professioni rientrano nell'occupazione più qualificata: 1. Managers; 2. Professionals. Per l'Italia tale classificazione si articola in: 1. legislatori, imprenditori e alta dirigenza; 2. professioni intellettuali, scientifiche e di elevata specializzazione.

Migrazioni dall'Africa. Chiavi di lettura e scenari

Gian Carlo Blangiardo e Alessio Menonna

Università Milano Bicocca e Fondazione ISMU

giancarlo.blangiardo@unimib.it; a.menonna@ismu.org

Sommario

Le migrazioni verso l'Europa e, in particolare, verso l'Italia sembrano sempre più destinate a coinvolgere le provenienze africane, riservando un ruolo di primo piano all'area Sub-sahariana. In tale contesto la dinamica demografica darà luogo nel prossimo ventennio a consistenti surplus di popolazione in età lavorativa, derivanti dal massiccio ingresso dei giovani e dal relativamente modesto flusso in uscita da parte della popolazione anziana. Partendo dal presupposto che sia impossibile realizzare annualmente in Africa quei 20-25 milioni di nuovi posti che sarebbero necessari per mantenere in loco la crescita dell'offerta di lavoro, si è cercato di valutarne i potenziali effetti attraverso un modello di previsione che mette in relazione i flussi migratori verso l'Europa con il surplus demografico nel mercato del lavoro dei paesi da cui essi provengono. Nel complesso, il modello mostra come, prescindendo da fattori straordinari (guerre, carestie, calamità naturali e simili), l'Africa potrebbe trasferire annualmente circa 350mila migranti verso EU-28 e sottolinea come in tale ambito saranno soprattutto le popolazioni Sub-Sahariane ad alimentare la mobilità lungo la direttrice Sud-Nord.

Utilizzando i dati più aggiornati dell'Organizzazione Internazionale del Lavoro (ILO), riguardo ai tassi di attività per età e genere nel passato decennio, e delle Nazioni Unite (UN), per ciò che concerne le corrispondenti strutture della popolazione nello stesso periodo, un gruppo di lavoro interno alla Fondazione Ismu ha messo a punto un primo modello che, partendo dall'analisi delle dinamiche occupazionali e demografiche nei singoli Paesi africani, consente di identificare i *surplus demo-occupazionali* derivanti dal divario tra le potenziali entrate e uscite dai mercati del lavoro locali (Blangiardo et al., 2014). A partire dai risultati forniti da tale modello per ogni paese africano nel recente passato e alla luce delle serie storiche dei corrispondenti flussi migratori verso i paesi dell'Unione Europea (UE) – ottenuti combinando dati Eurostat e fonti nazionali dei paesi UE – si è potuta innanzitutto valutare una relazione empirica tra la consistenza numerica dei singoli *surplus* all'origine e l'intensità dei flussi netti in *ingresso* verso ogni membro di UE-28. Tale relazione è stata espressa nei termini di un coefficiente che esprime gli ingressi netti dall'origine “paese i” alla destinazione “paese j” per ogni unità di *surplus* osservato nell'origine “i”. Il tutto è stato calcolato con riferimento ai valori medi annui nel corso del più recente intervallo decennale.

Ciò premesso, per l'impostazione del modello di stima dei futuri flussi dall'Africa verso UE-28 si sono in prima istanza ipotizzate costanti le relazio-

ni precedentemente stimate e le si sono applicate ai *surplus demo-occupazionali* che la combinazione dei dati delle più recenti previsioni ILO e UN prospettano - ove ciò accada - per il futuro del mercato del lavoro in ogni singolo paese africano (ipotesi di base A). In seguito (ipotesi B) si sono corrette e modellate nel tempo le precedenti stime considerando come moltiplicatori le variazioni del rapporto tra la crescita dei redditi pro-capite in ogni paese di provenienza e la corrispondente crescita del reddito pro-capite nell'UE-28 (complessivamente considerata), ricavata dall'estrapolazione dei redditi osservati nell'ultimo decennio secondo le valutazioni della World Bank. In altri termini, si è giunti a due matrici di stime: quelle derivanti dall'ipotesi A, che possono definirsi “a invarianza del divario dei redditi pro-capite tra paese di provenienza africano e UE-28”; e quelle conseguenti all'ipotesi B, che possono definirsi come “determinate da surplus demografici corretti per la variazione del rapporto tra crescita dei redditi pro-capite nei Paesi di provenienza e crescita dei redditi pro-capite nell'UE-28”.

In base all'ipotesi A, i flussi migratori dall'Africa all'UE-28 sono stimabili attorno a 350mila unità annue con una certa costanza fino al 2025 e un relativo accrescimento, fino a giungere attorno alle 380mila annue, tra il 2026 e il 2030. Sotto l'ipotesi B tale flusso è invece stimabile fino al quinquennio 2021-2025 in poco oltre 300mila unità annue, con un aumento a quasi 330mila tra il 2026 e il 2030.

Secondo entrambe le ipotesi, comunque, la pressione “espulsiva” di cittadini dal Nord dell’Africa verso l’UE-28 scemerà nel tempo, mentre aumenterà quella dall’area sub-sahariana più di quanto diminuirà quella dal Nord.

In particolare, i marocchini saranno sempre i primi per numero di migranti africani verso l’Unione Europea, ma scenderanno dagli attuali flussi di 94mila unità annue a circa 68mila nel 2026-2030. Diminuiranno molto significativamente anche i flussi tunisino e algerino, rispettivamente, dalle attuali 13mila unità annue a 4mila e da 11mila a sole 2mila. Inoltre, dal Nord Africa, dove resteranno modesti i flussi dal Sudan e dalla Libia, si conferma una certa importanza per quelli dall’Egitto (con circa 11mila unità annue). Va in ogni caso ribadito che la pressione espulsiva dall’area nordafricana sarà quasi certamente sopravanzata da quella che caratterizzerà l’Africa sub-sahariana. Infatti, anche quando si considerino (come sotto l’ipotesi B) gli effetti frenanti dovuti alla dinamica dei redditi pro-capite – che in genere si pensa debbano crescere più velocemente (pur con le dovute eccezioni e comunque in termini relativi) nell’Africa del Centro-sud che nell’Unione Europea – la dinamica demografica nei mercati del lavoro locali, non ancora pronti a occupare i sempre maggiori ingressi giovanili, produrrà verosimilmente surplus di popolazione sempre più attratta dalla prospettiva migratoria. Così, mentre attualmente si stimano flussi verso l’UE-28 di poco oltre 130mila unità annue dall’Africa del Nord e di poco più di 170mila dall’Africa sub-sahariana, nel quinquennio 2026-2030 i primi si ridurranno verosimilmente al di sotto dei 90mila ingressi annui mentre i secondi sfioreranno le 240mila unità. Pertanto, dietro agli ancora massicci – ma in diminuzione – movimenti dal Marocco (fortissimi verso la Spagna, ma elevati anche verso Italia e Francia), cresceranno quelli dai paesi dell’Africa sub-sahariana: nell’ordine, dalla Nigeria (dalle attuali 22mila unità annue in Europa ad una media di 28mila nel 2026-2030, pur considerando un forte effetto frenante, superiore al 30%, dovuto al verosimile forte aumento dei redditi futuri in questo Paese), dal Senegal (da 19mila a 27mila annue), dalla Somalia (da meno di 9mila attualmente a 20mila nel 2026-2030), dal Camerun (da 11mila a 16mila), dal Sudafrica (in questo caso in diminuzione di circa 3mila unità annue a partire dalle attuali 14mila, quasi tutte verso il Regno Unito) e dal Gambia (da meno di 6mila a 11mila, di cui più di metà verso la Spagna e in forte aumento causato anche da stime sulle dinamiche dei redditi peggiori rispetto a quelle ipotizzabili nell’Unione Europea).

Dietro a tali paesi, nelle prospettive al 2026-2030 si confermerà il flusso ghanese con poco oltre le 10mila unità annue, ma esso verrà affiancato, sui valori pressoché simili, da quello maliano, che crescerà in modo consistente rispetto agli attuali circa 7mila ingressi nell’Unione Europea. Aumenterà un po’ anche il flusso ivoriano (con valori che passano dagli attuali 7mila annui a circa 9mila), mentre si affacceranno con numeri crescenti in Europa nuovi paesi quali soprattutto la Guinea (che raggiungerà flussi di 9mila unità annue, dagli attuali 5mila), la Repubblica Democratica del Congo (da 6mila a 8mila), lo Zimbabwe (che raggiungerà numeri di 7mila ingressi annui, il doppio degli attuali) e il Kenya (da 4mila a 6mila). Tutto questo mentre nel 2026-2030 i flussi tunisini e algerini si ridurranno, rispettivamente, del 70% (a 4mila annui) e dell’80% (a soli 2mila annui).

In generale, sempre secondo l’ipotesi B (che, come detto, tiene conto delle possibili evoluzioni rispetto al reddito), la Spagna accentra oggi 76mila casi, ovvero un quarto dei flussi migratori dall’Africa all’UE-28, e sembra orientata in un primo tempo a scendere al di sotto delle 70mila unità annue nel 2021-2025 per poi tornare a circa 75mila nel successivo quinquennio 2026-2030: in tale ultimo periodo si tratterà però “solo” nel 40% dei casi di marocchini in ingresso – a fronte del 60% d’incidenza attuale – mentre crolleranno anche i flussi algerini ed aumenteranno gli ingressi senegalesi (fino ad una media di 11mila unità annue nel 2026-2030), gambiani (fino ad oltre 6mila all’anno, più del doppio di oggi), nigeriani (quasi 6mila), maliani (oltre 5mila) e guineiani (circa 3mila).

La Francia, oggi al secondo posto in Europa, scenderà dapprima leggermente, dalle circa 67mila unità attuali a circa 60mila, per poi recuperare fino a quota 65mila annue nel 2026-2030. Nel loro insieme Spagna e Francia accentrano oggi giorno, e accenteranno anche in futuro (seppur in diminuzione), quasi metà dei flussi migratori dall’Africa; una quota che sale a tre quarti se si considerano tra le mete di destinazione anche l’Italia e il Regno Unito. Quest’ultimo vedrà crescere i propri flussi africani dagli attuali 45mila a oltre 55mila annui, scavalcando l’Italia che oscillerà invece sempre attorno ai 50mila ingressi. A seguire – e ancora a distanza nonostante un leggero aumento ipotizzabile nel tempo – la Germania si collocherà verosimilmente sempre in quinta posizione in Europa, con flussi di africani di circa 25mila unità annue, poco davanti al Belgio (in aumento da 16mila a 17mila ingressi annui) e soprattutto alla Svezia, che vedrà quasi un raddoppio: da meno di 8mila a quasi 14mila unità annue.

Per quanto riguarda l'Italia i flussi migratori africani saranno sempre soprattutto di marocchini, ma con un'incidenza più ridotta dell'attuale, dal 40% al 30% nel 2026-2030, passando da 20mila a 15mila unità annue; i flussi tunisini scenderanno decisamente da 4mila unità annue a poco oltre il migliaio, mentre aumenterà il flusso senegalese (da 6mila a quasi 9mila ingressi annui). Nel contempo scenderà leggermente quello egiziano (comunque poco al di sotto dei 5mila ingressi annui), si rafforzerà quello nigeriano (da 3mila a 4mila ingressi annui) e si confermeranno attorno alle 2mila unità annue quelli ghanese e ivoriano, mentre il flusso somalo raggiungerà quest'ultima soglia, più che raddoppiandosi nel tempo. Dietro a tali Paesi di primaria importanza si rafforzeranno poi le presenze in Italia provenienti da Burkina Faso, Eritrea e Camerun e, oltre che dall'Etiopia e dall'Algeria, nuovi ingressi origineranno verosimilmente da Togo, Guinea, Liberia e Congo.

In definitiva, esclusivamente per effetto di fattori demo-occupazionali che riflettono le dinamiche in atto – prescindendo cioè da eventi espulsivi di carattere straordinario – il flusso atteso ogni anno dall'Africa sarà sempre oscillante attorno alle 6 unità in ingresso ogni 10.000 abitanti dell'Unione Europea, ma con forti differenze tra i singoli paesi. In particolare, la Spagna manterrà anche in futuro un ingresso medio di circa 15-16 cittadini africani all'anno ogni 10.000 abitanti, la Francia scenderà da 10 a 9 e il Regno Unito salirà da 7 a 8. L'Italia si confermerà attorno al valore di 8 ogni 10.000 mentre – tra i grandi stati dell'Unione – solo la Germania, seppure in leggero aumento nel tempo, si collocherà in futuro sempre su livelli molto inferiori: circa 3 migranti africani all'anno ogni 10.000 abitanti, ovvero con il medesimo tasso di sostenibilità demografica della Grecia, dell'Irlanda e dei Paesi Bassi.

Più di tutti, invece, Malta vedrà crescere il flusso annuo di migranti africani dagli attuali 10 ogni 10.000 abitanti a 17 ogni 10.000 all'anno nel 2026-2030 e, dietro alla Spagna ma prima di Francia, Regno Unito e Italia, il Belgio si confermerà attorno a 15 migranti africani all'anno ogni 10.000 abitanti. La Svezia salirà molto dagli attuali meno di 8 a oltre 13 nel 2026-2030 e il Lussemburgo continuerà ad oscillare attorno ai 10. Di converso, al di sotto della media europea si collocano, oltre a Germania, Grecia, Irlanda e Paesi Bassi, di cui si è detto, anche l'Austria (che comunque crescerà da meno di 5 ogni 10.000 a quasi 6 ingressi ogni 10.000 abitanti), la Finlandia e la Danimarca (anch'esse in crescita nel tempo, entrambe da meno di 3 ogni

10.000 a oltre 4), Cipro (che non raggiungerà mai i 2 africani accolti all'anno ogni 10.000 abitanti) e, tra i rappresentanti dei Paesi dell'Est, tutti con tassi molto bassi, la Repubblica Ceca (meno di un ingresso ogni 10.000 abitanti).

Infine, per quanto riguarda i flussi bilaterali più significativi, identificati per convenzione come quelli superiori alle 5mila unità annue, attualmente ne sono attivi una decina dall'Africa ai singoli paesi dell'Unione Europea; essi diventeranno 15 nel 2026-2030, allorché l'entità complessiva dei flussi aumenterà dai circa 300mila migranti attuali (o poco più) a quasi 330mila.

Attualmente quattro flussi importanti originano dal Marocco (verso la Spagna, di ben 43 mila unità annue; verso l'Italia, di 20mila unità annue; verso la Francia, di 18mila; e verso il Belgio, di 7mila), due dal Senegal (8mila ingressi all'anno in Spagna e 6mila in Italia) e altrettanti sono di "rotta privilegiata", diretti verso il Regno Unito da luoghi di partenza specifici e particolari ovvero la Nigeria e il Sudafrica; infine altri due sono definibili "di prossimità", gli unici nordafricani non marocchini: dall'Algeria e dalla Tunisia verso la Francia. Spostandoci nel 2026-2030 le stime mostrano come si ridurranno i flussi dal Marocco e si moltiplicheranno quelli dall'area del Senegal, anche verso la Francia oltre che verso l'Italia e la Spagna, così come dal vicino Gambia verso la Spagna. I movimenti dalla Nigeria si svilupperanno, oltre che verso il Regno Unito, anche in direzione della Spagna, mentre dal vicino Camerun ci si indirizzerà verso la Francia. Nel contempo spariranno, o quasi, i "flussi di prossimità" Algeria-Italia e Tunisia-Francia (così gli unici di una certa consistenza dal Nord Africa rimarranno quelli marocchini, in Francia e in Italia ma soprattutto in Spagna, anche se non più così massicci come in passato). Nasceranno inoltre flussi dalla Costa d'Avorio alla Francia e dal Mali alla Spagna; infine si confermerà – pur riducendosi d'intensità – il flusso dal Sudafrica al Regno Unito, cui si affiancherà quello dal vicino Zimbabwe; inoltre, supererà la soglia delle 5mila unità annue anche il flusso dalla Somalia alla Svezia.

Oggigiorno tre flussi nazionali con oltre 5mila unità annue hanno per destinazione la Francia, due a testa Italia, Spagna (tra cui quello marocchino da oltre 40mila unità annue) e Regno Unito, e uno – quello marocchino – anche il Belgio. Secondo la situazione attuale e le stime future, la Germania non ha e non avrà neppure in futuro alcun flusso nazionale africano da 5mila unità annue, così come non lo avrà mai nessun paese scandinavo (né del Benelux), ad eccezione della Svezia che nel 2026-

2030 avrà quello somalo. Nel 2026-2030, invece, cinque grossi flussi africani saranno verosimilmente direzionati verso la Spagna (nell'ordine da Marocco, Senegal, Gambia, Nigeria e Mali); quattro verso la Francia (da Marocco, Senegal, Costa d'Avorio e Camerun); tre verso il Regno Unito (da Nigeria, Sudafrica e Zimbabwe) e due verso l'Italia (da Marocco e Senegal), oltre a quello somalo verso la Svezia.

Riferimenti bibliografici

Blangiardo G.C., Barbiano di Belgiojoso E., Menonna A., Forlani N. (2014), *Household projections and welfare*, in: Proceedings of the Sixth Eurostat/Unece Work Session on Demographic Projections, pp. 272-286.



Fonte: Fondazione Ismu

Flussi superiori alle 5mila unità annue 2014-2015



Fonte: Fondazione Ismu

Flussi superiori alle 5mila unità annue 2026-2030

Il questionario scuola, uno strumento per indagare il successo scolastico

Patrizia Falzetti e Paola Giangiacomo

INVALSI

patrizia.falzetti@invalsi.it - paola.giangiacomo@invalsi.it

Sommario

Il presente lavoro ha come focus l'individuazione dei fattori che influenzano maggiormente il successo scolastico. I dati raccolti mediante la somministrazione del questionario rivolto ai dirigenti scolastici, delle scuole campione delle Rilevazioni Nazionali, hanno evidenziato l'importanza del coinvolgimento dei genitori nelle attività scolastiche. Questo sembrerebbe essere alla base di una buona relazione con gli insegnanti con un conseguente impatto positivo sui livelli di apprendimento degli studenti.

1 Introduzione

Molte ricerche negli ultimi anni hanno cercato di individuare i fattori che influenzano maggiormente il successo scolastico.

Il miglioramento delle scuole in generale e degli studenti in particolare in termini di apprendimento potrebbe essere la conseguenza di scelte di sistema e di azioni coerenti che mettono al centro il Dirigente scolastico quale agente di cambiamento organizzativo e promotore della qualità dell'insegnamento. In un contesto di autonomia, le istituzioni scolastiche si caratterizzano per il notevole impegno organizzativo che vede la dirigenza impegnata nella gestione di risorse umane in un ambiente poco gerarchizzato, ma incentrato sul coordinamento orizzontale.

Importante anche il ruolo giocato dall'ambiente socioculturale sulle prestazioni scolastiche.

Tra i fattori ritenuti più rilevanti in termini di influenza sull'apprendimento in ambito scolastico si annoverano oltre alle caratteristiche di *leadership* della Dirigenza, la condizione economica della famiglia (gli alunni delle classi sociali meno abbienti potrebbero avere una carriera scolastica meno positiva), il livello di istruzione dei genitori, la zona di residenza (zone isolate possono comportare minori opportunità di scelta dell'istituzione scolastica e potrebbero quindi avere un effetto negativo sull'apprendimento) e l'appartenenza a minoranze culturali e/o linguistiche. In generale, una condizione socioculturale non favorevole (che può includere molti e/o tutti i fattori sopraelencati) potrebbe privare lo studente di stimoli e strumenti e

impedirgli di acquisire una certa sensibile apertura verso l'apprendimento e al valore della scuola.

Per tali motivi la famiglia e le sue caratteristiche si trovano al centro di diversi studi. Sembrerebbe, infatti, che l'attenzione rivolta dai genitori al processo di apprendimento del proprio figlio giochi un ruolo importante nell'attenuare eventuali difficoltà scolastiche, così come la partecipazione alle attività del figlio e un maggiore contatto con la scuola sembrerebbero essere fattori che facilitano l'acquisizione di livelli di apprendimento più soddisfacenti.

Al fine di studiare i fattori sopra indicati nel presente lavoro si sono utilizzati i dati provenienti da un questionario somministrato dall'INVALSI ai Dirigenti scolastici delle scuole campione coinvolte nelle Rilevazioni nazionali; tale strumento ha lo scopo di conoscere l'opinione dei Dirigenti nei confronti delle Rilevazioni e di raccogliere informazioni utili per meglio comprendere l'andamento a livello *micro* dei processi educativi a livello scolastico.

2 Lo strumento utilizzato

Il Questionario Scuola è stato somministrato *on line* ai Dirigenti delle 3.005 scuole campionate all'interno delle Rilevazioni Nazionali svolte dall'INVALSI durante l'a.s. 2013-2014. Lo strumento è diviso in 7 sezioni:

- Valutazione di sistema sugli apprendimenti
- Utilizzo fondi europei
- Attività di direzione della scuola

- Coinvolgimento dei genitori
- Clima disciplinare
- Risorse scolastiche
- Condizioni socio-culturali

Tale strumento permette di analizzare tra le diverse cose, l'approccio dei Dirigenti rispetto alle Rilevazioni dell'INVALSI e la relazione tra il coinvolgimento delle famiglie nell'istruzione dei figli e il risultato negli apprendimenti degli studenti provenienti da tali famiglie.

Prima di effettuare qualsiasi analisi, è opportuno fornire una breve descrizione dei Dirigenti scolastici che hanno compilato il Questionario Scuola.

Il tasso di risposta è stato del 55% e i rispondenti si suddividono in maniera abbastanza omogenea tra le diverse ripartizioni geografiche.

	Numerosità	%
Nord ovest	351	21,1
Nord est	350	21,1
Centro	314	18,9
Sud	345	20,8
Sud e isole	301	18,1
Totale	1.661	100

Tavola 1: Tasso di risposta al Questionario per ripartizione geografica

Un aspetto rilevante è la componente di genere, la presenza femminile è alta e si attesta intorno al 64%.

	Numerosità	%
Maschio	592	35,6
Femmina	1.069	64,4
Totale	1.661	100

Tavola 2: Tasso di risposta al Questionario per genere

La laurea vecchio ordinamento è il titolo di studio più frequente (74%), coerentemente con il fatto che l'età media è circa 60 anni, pertanto, il titolo di studio è stato conseguito dalla maggior parte di loro prima della Riforma universitaria del 1999.

	Numerosità	%
Diploma magistrale	9	0,5
Laurea triennale o diploma universitario	15	0,9
Laurea specialistica o magistrale	72	4,3
Laurea vecchio ordinamento	1.234	74
Master di secondo livello	145	8,7
Dottorato di ricerca	74	4,5
Scuola di specializzazione per l'insegnamento	26	1,6
Altra scuola di specializzazione <i>post lauream</i>	86	5,2
Totale	1.661	100

Tavola 3: Tasso di risposta al Questionario per titolo di studio

3 Principali risultati

3.1 L'opinione dei Dirigenti rispetto alle Rilevazioni INVALSI

È stata effettuata un'analisi su alcune domande specifiche presenti in una sezione del Questionario Scuola¹ focalizzate sull'opinione dei Dirigenti scolastici in merito alle Rilevazioni Nazionali. In particolare, si chiede con la domanda D1 "Qual è il Suo giudizio riguardo ai seguenti aspetti delle Rilevazioni Nazionali INVALSI?" e il giudizio da Negativo a Positivo poteva essere espresso su diversi aspetti, quali: reperibilità e fruibilità delle informazioni, sul contenuto e sul significato delle prove (Quadri di Riferimento, Guide alla lettura, ecc.), tempi di restituzione e chiarezza dei risultati delle prove per le scuole, utilizzabilità dei risultati ecc. Tali domande sono state inserite con l'obiettivo di dare ai Dirigenti l'opportunità di esprimere un parere sulla misurazione degli apprendimenti effettuata dall'INVALSI. Di seguito si riportano le analisi svolte.

Preliminarmente è stata verificata la robustezza della scala costruita attraverso la domanda D1, ossia è stato effettuato un controllo sulla *unidimensionalità* prevalente del costruito oggetto di osservazione mediante il questionario stesso. Tale verifica è molto importante per essere certi che le informazioni tratte dal questionario siano realmente pertinenti e adeguate per trarre delle indicazioni rilevanti. Dal punto di vista tecnico la predetta verifica si basa sull'analisi della struttura fattoriale dei dati mediante un'analisi fattoriale condotta mediante l'estrazione dei fattori principali con una rotazione *Varimax* che fornisce una soluzione più chiara dato

1 Lo strumento è consultabile al seguente link: <http://www.invalsi.it/invalsi/ri/sis/questscu.php>

che ogni variabile ha saturazioni importanti su una sola componente. Sono stati inseriti tutti gli 8 item della domanda D1 relativa all'opinione dei Dirigenti scolastici sulle Prove INVALSI, ed è emersa una soluzione a due fattori (si veda Figura A1 in appendice) che, congiuntamente spiegano, circa il 52% della varianza totale (si veda Tavola A1 in Appendice).

Il primo fattore spiega il 38% della varianza totale ed è costituito da item che esprimono un giudizio positivo sulle procedure adottate da parte dell'INVALSI durante le prove. Il secondo fattore, che spiega il 14% della varianza totale ed è caratterizzato da item maggiormente centrati sulla chiarezza dei risultati (si veda Tavola 4).

Rotated Component Matrix ^a		
	Component	
	1	2
D1_c - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Chiarezza delle informazioni sui risultati delle prove restituiti alle singole scuole	0,1	0,827
D1_d - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Utilizzabilità dei risultati da parte dei singoli insegnanti e dei Consigli di classe	0,123	0,755
D1_b - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Tempi di restituzione dei risultati delle prove alle singole scuole	0,239	0,604
D1_a - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Reperibilità e fruibilità delle informazioni sul contenuto e sul significato delle prove	0,528	0,348
D1_h - Giudizio delle Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Disponibilità da parte dell'INVALSI a fornire chiarimenti	0,556	0,278
D1_e - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Modalità di comunicazione alle scuole di dati e procedure da parte dell'INVALSI	0,608	0,43
D1_g - Giudizio delle Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Modalità di gestione delle scadenze (consegna pacchi, invio pacchi, ecc.)	0,746	0,003
D1_f - Giudizio delle Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Chiarezza delle procedure di somministrazione delle prove comunicate dall'INVALSI	0,759	0,081

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.

Tavola 4: Item associati alle due componenti

La valutazione dell'affidabilità complessiva delle singole scale in questione è stato il passo successivo. A tal fine si è condotta una *Reliability Analysis* attraverso il calcolo dell' α di Cronbach che è uno dei coefficienti più utilizzati per misurare la coerenza interna complessiva della scala, ossia che il questionario misuri sostanzialmente una sola grandezza (costrutto). Questo indice si basa sulla correlazione tra tutti gli item e sul loro numero. L' α di Cronbach assume un valore compreso tra 0 e 1: valori alti si associano a maggiori corrispondenze interne della scala, valori bassi indicano invece che

gli elementi hanno poco in comune tra loro o che il loro numero è troppo basso. In questo caso, per entrambe le scale è risultato pari a circa 0,7 che corrisponde a un buon grado di affidabilità secondo la letteratura di riferimento (Nunnally, 1978).

Verificata la robustezza misuratoria dello strumento d'indagine, è possibile affermare che i Dirigenti scolastici che hanno partecipato all'indagine, i membri del Consiglio di Istituto e i genitori mostrano di avere un giudizio positivo in merito alle Prove INVALSI che potrebbero essere utilizzate come strumento per un confronto e uno scambio di informazioni tra scuola e famiglia.

Il primo fattore è stato denominato "*Procedure*" e il secondo "*Risultati*". Dopo aver effettuato una normalizzazione² relativa dei punteggi del primo fattore

$$(x - x_{\min}) / (x_{\max} - x_{\min}) * 100$$

si osserva che, in media, i Dirigenti scolastici delle diverse macroaree esprimono giudizi positivi sulle procedure adottate dall'INVALSI per la gestione delle scadenze, la somministrazione delle prove, la comunicazione con le scuole.

Al fine di esplorare differenze ascrivibili alla macroarea di appartenenza è stata condotta un'analisi della varianza considerando come variabili indipendenti le macroaree geografiche e come variabile dipendente il punteggio ottenuto nel primo fattore emerso dall'analisi fattoriale. Nello specifico è emerso che rispetto al fattore "*Procedure*" i dirigenti del Sud esprimono un giudizio significativamente più positivo rispetto ai dirigenti del Centro e del Nord Ovest. Tra i dirigenti delle altre macroaree non si evidenziano differenze significative.

Anche per quanto riguarda il secondo fattore "*Risultati*", i dirigenti delle diverse macroaree geografiche esprimono un giudizio positivo relativamente alla chiarezza delle informazioni sui risultati, all'utilizzabilità degli stessi e alla loro reperibilità. In questo caso però non ci sono differenze significative tra i dirigenti delle diverse macroaree geografiche.

Un'altra domanda posta ai Dirigenti è la D2 "*Quanto è d'accordo con le seguenti affermazioni?*"; le diverse opzioni vanno dall'utilizzo dei dati INVALSI alla loro pubblicizzazione e la scala di risposta varia da "Per niente" a "Molto".

In questo caso si è deciso di raggruppare le alternative di risposta in Disaccordo (Per niente e Poco) e Accordo (Abbastanza e Molto) e, attraverso la

² Questo al fine di collocare l'indice in un sistema di riferimento che ne facilita l'interpretazione. In genere, l'indice normalizzato viene moltiplicato per 100 in modo da essere interpretato come percentuale per cui abbiamo un minimo di zero ed un massimo di 100.

differenza nelle percentuali di risposta nelle due modalità, si è potuto vedere se il grado di accordo dei dirigenti scolastici delle diverse macroaree geografiche è maggiore o minore rispetto al grado di disaccordo (si veda Figura 1).

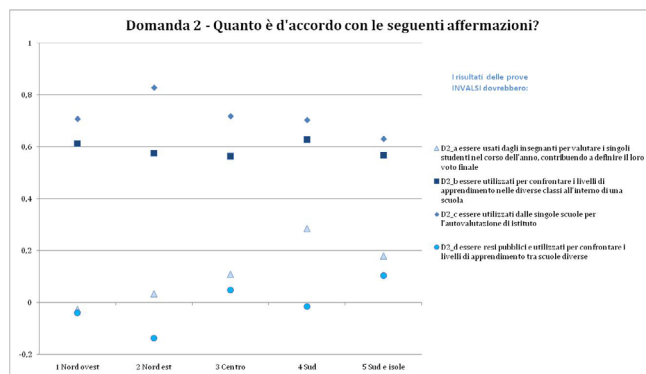


Figura 1

Il grado di accordo per le alternative C e B è molto alto per tutti i dirigenti delle diverse macroaree geografiche. Un minore grado di accordo si riscontra per le alternative A e D. I dirigenti del Nord Ovest, del Sud e in particolare del Nord Est, risultano maggiormente in disaccordo riguardo alla possibilità di rendere pubblici i risultati delle prove INVALSI.

Alla domanda D4 è chiesto qual è il principale uso effettivo dei risultati delle Rilevazioni Nazionali. I dirigenti potevano scegliere più di una alternativa, si è quindi proceduto con una analisi delle risposte multiple ed è emerso che, in prevalenza, i risultati sono stati comunicati al Collegio dei docenti e discussi con gli insegnanti o commentati con una commissione apposita. Meno frequente la scelta delle risposte che riguardavano la discussione dei risultati con il Presidente del consiglio di istituto e con i genitori. La presentazione dei risultati a soggetti esterni alla scuola è stata l'alternativa meno scelta (si veda Figura 2).

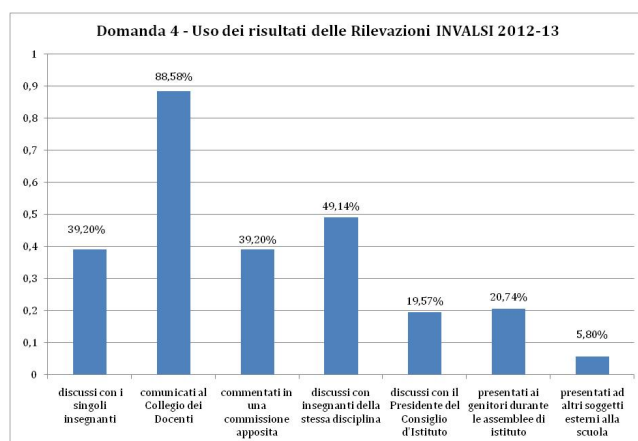


Figura 2

In un'altra domanda del Questionario Scuola, la D5, i dirigenti scolastici dovevano descrivere l'opinione nei confronti delle Rilevazioni Nazionali INVALSI da parte di alcuni soggetti.

I punteggi della scala sono stati accorpati in due classi: Critica (Decisamente critica e Abbastanza critica) e Favorevole (Decisamente favorevole e Abbastanza favorevole). I più favorevoli verso le Rilevazioni Nazionali sono i membri del consiglio di istituto per tutte le macroaree geografiche, maggiormente per il Nord Est. Anche i genitori sembrano avere un'opinione positiva anche se principalmente al Nord Est e al Nord Ovest. Gli studenti del Nord Ovest e del Nord Est e gli insegnanti del Nord Est sono favorevoli, anche se in minor misura, alle Rilevazioni Nazionali mentre al Centro, Sud e Sud e Isole non ne hanno un'opinione positiva.

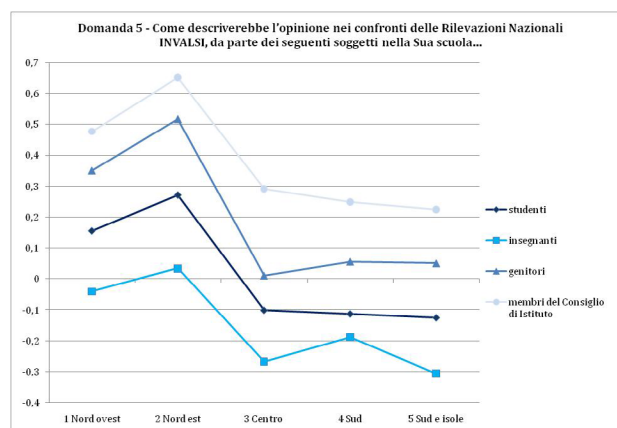


Figura 3

Dalle analisi effettuate non emerge un legame significativo tra l'approccio verso le Rilevazioni e l'esito degli apprendimenti. Nella sezione successiva vedremo invece l'effetto positivo sugli apprendimenti del coinvolgimento delle famiglie.

3.2 L'effetto del coinvolgimento delle famiglie sugli apprendimenti

La famiglia è il contesto principale dei processi di socializzazione e di trasmissione culturale tra le generazioni. A essa sono attribuite funzioni educative che contribuiscono in modo decisivo al processo di formazione della persona. La famiglia è il primo agente di controllo sociale che restringe le alternative di comportamento a quelle socialmente approvate. Numerose ricerche, tra cui quelle compiute ad opera di M. Mead e R. Benedict, si sono interessate alle influenze culturali sul processo di crescita dell'individuo, sulle relazioni tra genitori

e figli, tra adulti e giovani.

Nel presente lavoro la famiglia è oggetto di studio al fine di valutarne l'influenza sulle prestazioni scolastiche degli studenti.

Le domande relative alla famiglia sono diverse, in una, la D16, è stato chiesto al Dirigente *"Indichi con quale frequenza in questa scuola ai genitori viene proposto di: discutere l'andamento dell'intera scuola in termini di risultati di apprendimento complessivo degli studenti, discutere i risultati delle prove INVALSI ottenute dagli studenti, discutere le scelte di spesa dei fondi a disposizione della scuola, ecc."* con una scala da *Mai o quasi mai a Sempre o quasi sempre*. Inoltre con la D18 veniva chiesto: *"Indichi quanto i genitori degli studenti di questa scuola: partecipano alle assemblee dei genitori, votano alle elezioni del Consiglio d'Istituto, ecc."*.

Analizzando tali domande relative al coinvolgimento delle famiglie è interessante notare che laddove si discute con i genitori l'andamento scolastico dell'intera scuola o i risultati delle prove INVALSI ottenute dagli studenti, i risultati di apprendimento complessivo sono migliori (si vedano le analisi per campioni indipendenti con metodo *bootstrap* tavole A3 e A5 in appendice). Gli studenti ottengono in media risultati migliori anche quando i genitori partecipano in modo attivo alla vita della scuola (si vedano Tavole A4, A6, A7, A8, A9 e A10 in appendice).

4 Conclusioni

Dalle evidenze emerse dalle prime analisi di questo nuovo strumento non emerge un legame significativo tra l'approccio del Dirigente verso le Rilevazioni e l'esito degli apprendimenti; da approfondire sicuramente è quanto invece lo stile di *leadership* influenza gli apprendimenti degli studenti.

In merito all'effetto genitori potremmo invece sostenere che una buona relazione fra genitori e insegnanti avrà un impatto positivo sui livelli di

apprendimento raggiunto dagli studenti. I genitori devono sentirsi chiamati a essere partecipi della scuola, il *feedback* verso i genitori dovrebbe essere accurato e preciso (Nordahl et. al 2005). Nell'ambito degli studi sulla famiglia e le relazioni con la scuola, Coleman (Coleman, 1990, p.385) delinea quali sono i fattori più importanti per il successo scolastico di un individuo, tra i quali emerge il livello di coinvolgimento attivo dei genitori nei confronti dell'educazione. La loro partecipazione è in parte un riflesso dell'orientamento che hanno verso la scuola, ma è anche dovuta alle opportunità offerte dalla stessa. Le forme assunte sono il dialogo con i figli a proposito della loro esperienza scolastica, ma anche il partecipare alle assemblee dei genitori, votare alle elezioni del Consiglio d'Istituto, essere presenti alle riunioni/incontri tra genitori e insegnanti, incontrare gli insegnanti per avere informazioni sui figli, sostenere con fondi propri i progetti della scuola, essere coinvolti in modo attivo nelle attività didattiche, discutere i risultati delle prove INVALSI ottenute dagli studenti.

Riferimenti bibliografici

Benedict R., *Patterns of Culture*. Boston & New York, Houghton, 1934 (1st ed).

Mead M. & Métraux R. (Eds.), *The Study of Culture at a Distance*. Chicago, University of Chicago Press, 1953

Nunnally, J.C., *Psychometric theory* (2nd ed.). New York, McGraw-Hill, 1978.

Nordahl, T.E., Salo, R., Natsuaki, Y., Galloway, G.P., Waters, C., Moore, C.D., Kile, S., Buonocore, M.H., *Methamphetamine users in sustained abstinence: a proton magnetic resonance spectroscopy study*. Arch. Gen. Psychiatry 62, 2005, 444-452.

Coleman, J.S., *Foundations of Social Theory*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1990.

Appendice

Component	Total Variance Explained								
	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3,078	38,472	38,472	3,078	38,472	38,472	2,173	27,161	27,161
2	1,102	13,778	52,25	1,102	13,778	52,25	2,007	25,089	52,25
3	0,793	9,917	62,168						
4	0,747	9,333	71,501						
5	0,677	8,459	79,96						
6	0,614	7,68	87,641						
7	0,512	6,399	94,04						
8	0,477	5,96	100						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Tavola A1: Report analisi fattoriale

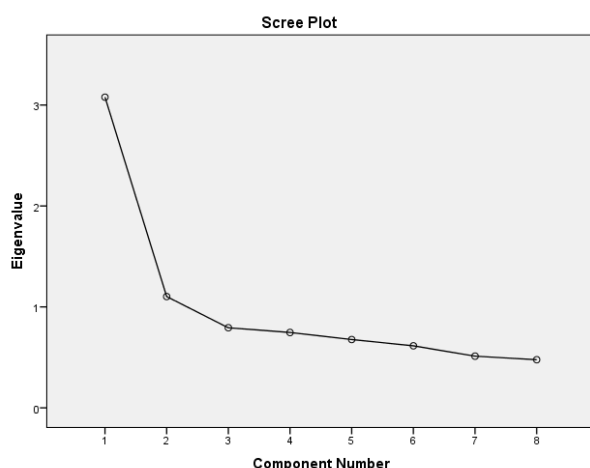


Figura A1: Grafico delle componenti

Rotated Component Matrix ^a		
	Component	
	1	2
D1_c - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Chiarezza delle informazioni sui risultati delle prove restituiti alle singole scuole	0,1	0,827
D1_d - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Utilizzabilità dei risultati da parte dei singoli insegnanti e dei Consigli di classe	0,123	0,755
D1_b - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Tempi di restituzione dei risultati delle prove alle singole scuole	0,239	0,604
D1_a - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Reperibilità e fruibilità delle informazioni sul contenuto e sul significato delle prove	0,528	0,348
D1_h - Giudizio delle Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Disponibilità da parte dell'INVALSI a fornire chiarimenti	0,556	0,278
D1_e - Giudizio Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Modalità di comunicazione alle scuole di dati e procedure da parte dell'INVALSI	0,608	0,43
D1_g - Giudizio delle Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Modalità di gestione delle scadenze (consegna pacchi, invio pacchi, ecc.)	0,746	0,003
D1_f - Giudizio delle Rilevazioni Nazionali INVALSI 2012-13 - Chiarezza delle procedure di somministrazione delle prove comunicate dall'INVALSI	0,759	0,081

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.

Tavola A2: Item considerati nelle due componenti

Group Statistics							
D16.a Discutere l'andamento dell'intera scuola in termini di risultati di apprendimento complessivo degli studenti			Statistic	Bootstrap ^a			
				Bias	Std. Error	95% ConfidenceInterval	
						Lower	Upper
WLE_ITA_200	Mai/Qualche volta	N	10416				
		Mean	199,232	0,0005	0,3683	198,4985	199,8783
		Std. Deviation	39,55387	0,00882	0,28885	39,03221	40,12837
		Std. ErrorMean	0,38756				
	Spesso/Sempre	N	5308				
		Mean	201,0958	-0,0067	0,5811	199,9069	202,1847
		Std. Deviation	40,09275	-	0,41239	39,29889	40,95395
		Std. ErrorMean	0,5503				

a. Unless otherwise noted, bootstrap results are based on 200 bootstrap samples

Tavola A3: Analisi bootstrap domanda D16.a

Group Statistics							
D16.g Partecipare in modo attivo alle attività didattiche			Statistic	Bootstrap ^a			
				Bias	Std. Error	95% ConfidenceInterval	
						Lower	Upper
WLE_ITA_200	Mai/Qualche volta	N	10735				
		Mean	199,1361	0,016	0,3794	198,459	199,8118
		Std. Deviation	39,6462	-0,00543	0,28066	39,01013	40,20915
		Std. ErrorMean	0,38265				
	Spesso/Sempre	N	4989				
		Mean	201,4215	0,0261	0,5407	200,4018	202,6952
		Std. Deviation	39,9164	-0,01964	0,38099	39,08026	40,60211
		Std. ErrorMean	0,56513				

a. Unless otherwise noted, bootstrap results are based on 200 bootstrap samples

Tavola A4: Analisi bootstrap domanda D16.g

Group Statistics							
D16.h Discutere i risultati delle prove INVALSI ottenute dagli studenti			Statistic	Bootstrap ^a			
				Bias	Std. Error	95% ConfidenceInterval	
						Lower	Upper
WLE_ITA_200	Mai/Qualche volta	N	11800				
		Mean	198,8943	0,0326	0,3519	198,3048	199,5898
		Std. Deviation	39,88425	-0,01003	0,27399	39,35008	40,33801
		Std. ErrorMean	0,36716				
	Spesso/Sempre	N	3924				
		Mean	202,7687	0,0023	0,58	201,6221	204,0204
		Std. Deviation	39,1852	-0,02756	0,45265	38,23677	40,07678
		Std. ErrorMean	0,62554				

a. Unless otherwise noted, bootstrap results are based on 200 bootstrap samples

Tavola A5: Analisi bootstrap domanda D16.h

Group Statistics							
		Statistic	Bootstrap ^a				
			Bias	Std. Error	95% Confidence Interval		
					Lower	Upper	
D18.a Partecipano alle assemblee dei genitori							
WLE_ITA_200		N	1956				
	Per niente/Poco	Mean	196,4448	,0642	,9831	194,6904	198,4218
		Std. Deviation	39,57020	-,06332	,65119	38,28309	41,01820
		Std. Error Mean	,89471				
	Abbastanza/Molto	N	13768				
		Mean	200,3466	-,0161	,3485	199,6587	201,0857
		Std. Deviation	39,74749	,02219	,25740	39,20645	40,28735
Std. Error Mean		,33875					

a. Unless otherwise noted, bootstrap results are based on 200 bootstrap samples

Tavola A6: Analisi bootstrap domanda D18.a

Group Statistics							
		Statistic	Bootstrap ^a				
			Bias	Std. Error	95% Confidence Interval		
						Lower	Upper
D18.b Votano alle elezioni del Consiglio d'Istituto		N	3740				
	Per niente/Poco	Mean	195,9325	,0072	,5892	194,5667	197,0008
		Std. Deviation	40,04218	-,05030	,44091	39,01380	40,76803
		Std. Error Mean	,65476				
	Abbastanza/Molto	N	11984				
		Mean	201,0873	,0210	,3283	200,4543	201,7724
		Std. Deviation	39,57382	-,00496	,24531	39,10948	40,08131
Std. Error Mean		,36150					

a. Unless otherwise noted, bootstrap results are based on 200 bootstrap samples

Tavola A7: Analisi bootstrap domanda D18.b

Group Statistics							
D18.c Sono presenti alle riunioni/incontri tra genitori e insegnanti				Statistic		Bootstrap ^a	
						95% Confidence Interval	
				Bias	Std. Error	Lower	Upper
WLE_ITA_200		N	755				
	Per niente/Poco	Mean	193,4853	,0208	1,4452	190,8792	196,8666
		Std. Deviation	40,33627	-,07341	1,10741	37,97568	42,32270
		Std. Error Mean	1,46799				
		N	14969				
	Abbastanza/Molt	Mean	200,1828	,0000	,3529	199,5293	200,8634
		Std. Deviation	39,68929	,00661	,23924	39,22249	40,16212
		Std. Error Mean	,32440				

a. Unless otherwise noted, bootstrap results are based on 200 bootstrap samples

Tavola A8: Analisi bootstrap domanda D18.c

Group Statistics						
D18.d Incontrano gli insegnanti per avere informazioni sui figli		Statistic	Bootstrap ^a			
			Bias	Std. Error	95% Confidence Interval	
					Lower	Upper
WLE_ITA_200	Per niente/Poco	N	307			
		Mean	194,6796	,1358	2,0764	190,3687
		Std. Deviation	37,33197	-,10978	1,40424	34,27357
		Std. Error Mean	2,13065			
	Abbastanza/Molto	N	15417			
		Mean	199,9644	,0176	,3430	199,3466
		Std. Deviation	39,78595	,01855	,23161	39,36508
		Std. Error Mean	,32043			

a. Unless otherwise noted, bootstrap results are based on 200 bootstrap samples

Tavola A9: Analisi bootstrap domanda D18.d

Group Statistics						
D18.f Sono coinvolti in modo attivo nelle attività didattiche		Statistic	Bootstrap ^a			
			Bias	Std. Error	95% Confidence Interval	
					Lower	Upper
WLE_ITA_200	Per niente/Poco	N	7759			
		Mean	198,4616	,0213	,4391	197,6029
		Std. Deviation	39,48447	-,00141	,31206	38,86309
		Std. Error Mean	,44825			
	Abbastanza/Molto	N	7965			
		Mean	201,2246	,0313	,4456	200,4085
		Std. Deviation	39,95270	-,04598	,34388	39,20787
		Std. Error Mean	,44767			

a. Unless otherwise noted, bootstrap results are based on 200 bootstrap samples

Tavola A10: Analisi bootstrap domanda D18.f

I ricoveri ospedalieri in Italia

Carlo Zocchetti

Direzione Generale Salute - Regione Lombardia

carlo.zocchetti@libero.it

Sommario

Il lavoro presenta alcune delle principali informazioni sui ricoveri presenti nel volume “Rapporto sull’attività di ricovero ospedaliero. Dati SDO. Primo semestre 2014” predisposto dal Dipartimento della Programmazione e dell’Ordinamento del Servizio Sanitario Nazionale, Direzione Generale della Programmazione sanitaria, Ufficio VI del Ministero della Salute, volume particolarmente apprezzabile anche perché prodotto a breve distanza di tempo (meno di sei mesi) dalla effettiva erogazione delle prestazioni. Il rapporto è costituito da 8 paragrafi ed è disponibile in internet sia in formato pdf che con le singole tavole (in formato excel). Il numero di dimissioni, rimasto costante tra il 2001 ed il 2006, è in calo drastico dal 2007 (oltre 200.000 ricoveri in meno in ogni semestre), segnale dello spostamento in corso di setting erogativo (dall’ospedale al territorio), ed altrettanto succede per il totale delle giornate erogate. La degenza media per i ricoveri acuti in regime ordinario è sostanzialmente stabile dal 2002, con una lieve tendenza all’aumento negli anni più recenti, così come una tendenza all’aumento si osserva per l’indicatore peso medio, mentre più altalenanti sono gli andamenti della durata media dei ricoveri in riabilitazione ed in lungodegenza. Significativamente e costantemente in crescita sono il numero medio di diagnosi e, soprattutto, il numero medio di interventi registrati sulla SDO, segnali di una maggiore cura nella compilazione delle schede di dimissione. Il sistema ospedaliero italiano è prevalentemente pubblico (con il 72% dei ricoveri), ma le strutture private effettuano il 75% dei ricoveri ordinari riabilitativi, il 53% dei ricoveri diurni riabilitativi ed il 47% delle lungodegenze. Le patologie più frequenti sono quelle dell’apparato circolatorio (14,8%) e del sistema muscolo-scheletrico e del tessuto connettivo (12,7%). In termini di DRG al primo posto si colloca il parto vaginale senza diagnosi complicanti (4,3%) seguito dalla Insufficienza cardiaca e shock (3,1%), dalla sostituzione di articolazioni maggiori o reimpianto degli arti inferiori (2,5%), e dal parto cesareo senza complicanze (2,3%). Il tasso di ospedalizzazione complessivo si è attestato su un valore di 141,27 x 1.000 residenti, ma con grande variabilità tra regioni (dal 119,05 della Toscana al 193,79 della Valle d’Aosta).

Nel dibattito socio-culturale che caratterizza il nostro paese le discussioni sul ruolo e sulla organizzazione del Servizio Sanitario Nazionale (SSN) si presentano con una certa frequenza e con caratteristiche che di volta in volta accentuano qualcuno dei tanti temi che possono essere posti sul tavolo. Trascurando le problematiche di tipo più strettamente economico, che ruotano attorno alla questione di quanto debba essere il finanziamento complessivo del SSN e di come tale finanziamento possa essere distribuito al territorio, ed in particolare alle Regioni (chi volesse avere qualche informazione può consultare anche il contributo “*Il riparto del fondo sanitario tra le regioni*”, presentato alle pagine 27-29 di questa Rivista, Anno 1 N. 3), le due tematiche di maggiore rilevanza del momento riguardano la revisione dei Livelli Essenziali di Assistenza (LEA) ed il ridisegno della rete di offerta ospedaliera. Sul primo argomento questa Rivista ha proposto ben tre contributi (Anno 2 N. 2, pagg. 31-35; Anno 2 N. 3, pagg. 18-28; Anno 3 N. 1,

pagg. 16-24), mentre sul secondo il documento di riferimento è il regolamento recante “*Definizione degli standard qualitativi, strutturali, tecnologici e quantitativi relativi all’assistenza ospedaliera*” approvato in sede di Conferenza Stato Regioni una prima volta il 5 agosto 2014 e poi in via definitiva il 13 gennaio 2015.

Una discussione nel merito di tale regolamento potrebbe risultare piuttosto interessante per i lettori della Rivista, sia perché vengono fornite indicazioni rilevanti di ordine statistico relativamente alla dimensione (in termini di posti letto) che deve avere un ospedale (o un suo reparto) sia perché vengono introdotti concetti (ad esempio: bacino di utenza) che potrebbero trovare significative risposte quantitative (cosa è, come lo si misura) attraverso la applicazione di metodologie statistiche adeguate. Lo spazio per tale discussione eccederebbe però di gran lunga i confini che questa rubrica si è data ed allora ci limiteremo a produrre qualche elemento numerico che permetta di comprendere le dimen-

sioni e le caratteristiche principali dei ricoveri che vengono effettuati ogni anno nel nostro paese nelle diverse Regioni.

Lo spunto pratico, ed il luogo dal quale abbiamo pescato a piene mani le informazioni di seguito riportate, è la pubblicazione nel mese di dicembre 2014 (da parte del Dipartimento della Programmazione e dell'Ordinamento del Servizio Sanitario Nazionale, Direzione Generale della Programmazione sanitaria, Ufficio VI del Ministero della Salute) del volume *"Rapporto sull'attività di ricovero ospedaliero. Dati SDO. Primo semestre 2014"*, un ricco elaborato di 380 pagine che ha analizzato a fondo le principali caratteristiche delle prestazioni di ricovero erogate negli ospedali italiani nei primi sei mesi del 2014. È la prima volta che viene prodotto dal Ministero un documento così corposo, per altro a così breve distanza di tempo dalla effettiva erogazione delle prestazioni (meno di sei mesi): se ne deve dare giustamente merito ai colleghi che hanno curato la pubblicazione perché segna una significativa ed apprezzabile svolta nei rapporti informativi tra il Ministero ed i cittadini, gli operatori sanitari, e tutti gli interessati alle vicende del nostro sistema ospedaliero.

Il rapporto è costituito da 8 paragrafi (1. Completezza e qualità della rilevazione SDO; 2. Datti ed indicatori complessivi di attività; 3. Indicatori di efficienza e complessità; 4. Indicatori di efficacia e appropriatezza; 5. Indicatori di domanda e mobilità; 6. Indicatori economici; 7. Indicatori per il controllo esterno; 8. Ulteriori tavole) e da una appendice che riporta un glossario di termini e la risposta ad alcune domande frequenti (FAQ) che vengono poste al sistema di rilevazione delle Schede di Dimissione Ospedaliera (SDO), ed è introdotto da un breve testo che presenta in maniera sintetica il contenuto delle molte tavole che compongono i singoli paragrafi nonché alcuni risultati di tipo generale. L'intero rapporto (in formato pdf) nonché singolarmente tutte le tavole (in formato excel) sono disponibili in internet (http://www.salute.gov.it/portale/temi/p2_4.jsp?lingua=italiano&tema=Assistenza,%20ospedale%20e%20territorio&area=ricoveriOspedalieri).

Seppure limitato ai ricoveri effettuati nei primi sei mesi del 2014, il rapporto è di fondamentale importanza per il dibattito in corso che vede il ridisegno del comparto ospedaliero nell'ottica di un suo sostanziale ridimensionamento in favore delle attività cosiddette territoriali, mantenendo all'interno dell'ospedale solo quelle attività (acute e riabilitative) che non possono essere effettuate in setting di cura (sul territorio, appunto: ambulatori, ospedali di comunità, case della salute, ...) consi-

derati più efficienti dal punto di vista erogativo. E proprio perché il rapporto riguarda i ricoveri dei primi sei mesi (mentre i precedenti rapporti consideravano l'intero anno) l'accento numerico non va posto sui valori assoluti (difficili da confrontare con le informazioni pubblicate in precedenza) ma, prevalentemente, sui valori percentuali, la cui confrontabilità (a meno di evidenti fenomeni di stagionalità che possono influenzare qualche indicatore) è maggiormente garantita.

La tabella 1, e le figure 1-3, riassumono alcuni dei principali indicatori riferiti ai primi sei mesi di ogni anno per i ricoveri ospedalieri erogati tra il 2001 ed il 2014. Il numero di dimissioni, rimasto costante tra il 2001 ed il 2006, è in calo drastico dal 2007: negli ultimi 8 anni sono stati effettuati oltre 200.000 ricoveri in meno in ogni semestre, con una accentuazione del calo nel 2013 e (ancora di più) nel 2014. È probabilmente questa l'informazione quantitativa più importante che segnala lo spostamento in corso di setting erogativo (dall'ospedale al territorio), anche se non c'è la controprova definitiva perché il rapporto non contiene informazioni sulle prestazioni erogate al di fuori dell'ospedale, e la diminuzione dei ricoveri potrebbe essere interpretata non come un cambiamento di setting bensì come una rinuncia alle cure (in realtà, le regioni per le quali le informazioni extraospedaliere sono disponibili dimostrano senza ombra di dubbio l'avvenuto spostamento di contesto erogativo per molte prestazioni). Anche il totale delle giornate erogate è in diminuzione, ma questo andamento (pure esso accentuato nel 2003-2004) era già riconoscibile agli inizi del 2000. I numeri assoluti di questa attività sono piuttosto importanti perché, con riferimento al primo semestre del 2014, si sta parlando di oltre 4.500.000 ricoveri e di quasi 30 milioni di giornate di degenza.

La degenza media per i ricoveri acuti in regime ordinario è sostanzialmente stabile dal 2002, ma gli anni più recenti segnalano una lieve tendenza all'aumento, così come una tendenza all'aumento (seppure disturbata dai cambi di classificazione ICD che sono intervenuti nel tempo) si osserva per l'indicatore peso medio. Più altalenanti sono gli andamenti della durata media dei ricoveri in riabilitazione ed in lungodegenza, ma entrambi gli indicatori evidenziano una tendenza alla diminuzione negli ultimi due anni. Significativamente e costantemente in crescita sono invece il numero medio di diagnosi e, soprattutto, il numero medio di interventi registrati sulla SDO, segnali di una maggiore cura nella compilazione delle schede di dimissione.

Questa maggiore cura nella compilazione è solo

uno degli elementi che indica il livello di qualità raggiunto dal sistema informativo dei ricoveri, un sistema che (come sottolinea nelle pagine introduttive il rapporto stesso) ha raggiunto una completezza superiore al 99%, con una quota di errore nelle informazioni raccolte in continua diminuzione e concentrata nelle informazioni di più recente introduzione nel flusso (livello di istruzione, data di prenotazione, classe di priorità). Sommando tutte le singole informazioni raccolte la percentuale di informazioni errate è inferiore al 1%, indicatore di un livello qualitativo estremamente elevato della banca dati SDO.

Una informazione d'obbligo riguarda la differenza tra strutture pubbliche e strutture private. Il sistema ospedaliero italiano è prevalentemente pubblico (con il 72% dei ricoveri) ma le strutture private effettuano una rilevante quota di attività ospedaliera perchè il 28% delle dimissioni avviene in questi istituti, con una rilevante differenza tra tipologie di ricovero: il 25% dei ricoveri ordinari acuti, il 33% dei ricoveri diurni acuti, il 75% dei ricoveri ordinari riabilitativi, il 53% dei ricoveri diurni riabilitativi ed il 47% delle lungodegenze. In termini di durata media e numero medio di accessi diurni gli istituti privati presentano durate ed accessi inferiori al pubblico per quanto riguarda i ricoveri acuti, ma durate ed accessi superiori al pubblico per quanto riguarda i ricoveri riabilitativi ed in lungodegenza. Dal punto di vista delle patologie che si riscontrano nelle schede di dimissione dei ricoveri ordinari acuti, le malattie e disturbi dell'apparato circolatorio risultano le più frequenti (con oltre 475.000 episodi, corrispondenti al 14,8% delle dimissioni complessive), seguite dalle malattie e disturbi del sistema muscolo-scheletrico e del tessuto connettivo (407.377 episodi, 12,7%), dalle malattie e disturbi dell'apparato respiratorio (300.077, 9,4%) e dalla gravidanza parto e puerperio (296.788, 9,2%). Chiudono la lista le dimissioni per infezioni da HIV (3.494, 0,1%) e quelle per ustioni (1.900, 0,1%). Se dalle grandi classi di patologie (le cosiddette MDC – Major Diagnostic Categories) si passa ad una classificazione più dettagliata (i cosiddetti DRG – Diagnosis Related Groups) in testa alla classifica (in termini di frequenze) si colloca il parto vaginale senza diagnosi complicanti (DRG 373: 137.765 dimissioni, 4,3%) seguito dalla Insufficienza cardiaca e shock (DRG 127: 99.250, 3,1%), dalla sostituzione di articolazioni maggiori o reimpianto degli arti inferiori (DRG 544: 78.641, 2,5%), dal parto cesareo senza complicanze (DRG 371: 74.713, 2,3%) e via via da tutti gli altri DRG. Tra i primi 30 DRG in ordine di frequenza ben 18 sono di tipo medico e solo 12 sono invece di tipo

chirurgico.

Un argomento che cattura spesso l'interesse degli operatori è il tema della appropriatezza erogativa, tema che ha trovato largo spazio in questi anni nei documenti di programmazione sanitaria sia degli organismi centrali che delle regioni attraverso il concetto dei cosiddetti "DRG ad alto rischio di inappropriatezza". Si tratta di un elenco di 108 DRG, alcuni di tipo medico ed altri di tipo chirurgico, la cui potenziale inappropriatezza deriva dal regime di erogazione utilizzato: appropriato se l'erogazione avviene in regime di ricovero diurno (day-hospital, day-surgery), inappropriato invece se si tratta di ricovero ordinario. Nel primo semestre 2014 sono state segnalate oltre 1.200.000 dimissioni, il 52,6% delle quali in regime di ricovero diurno. Si tratta di una percentuale che presenta una grande variabilità tra regioni (si va dal 39,7% della Lombardia e 39,9% dell'Umbria al 69,7% della Liguria e 69,6% della Provincia di Trento), a dimostrazione delle differenti attività che le singole regioni hanno messo in atto per governare il fenomeno (spostamento di ricoveri da regime ordinario a regime diurno, e spostamento dal setting di ricovero al setting ambulatoriale).

Il precedente capoverso ha introdotto il tema delle differenze tra regioni, tema che proviamo ad approfondire con le considerazioni che seguono. Il tasso di ospedalizzazione complessivo si è attestato, nel primo semestre 2014, su un valore di 141,27 x 1.000 residenti, composto da un valore di 110,82 x 1.000 in regime ordinario e 30,45 x 1.000 in regime di ricovero diurno. Lo stesso tasso complessivo è composto da 133,95 x 1.000 ricoveri di tipo acuto, da 5,56 x 1.000 di ricoveri riabilitativi e da 1,76 x 1.000 di ricoveri in lungodegenza. Queste cifre sono largamente variabili tra regioni. Per i ricoveri totali si va da un tasso minimo di 119,05 x 1.000 della Toscana e 123,08 x 1.000 delle Marche, ad un tasso massimo di 193,79 x 1.000 della Valle d'Aosta e 175,93 x 1.000 del Molise, ed eterogeneità ancora più elevate si riscontrano analizzando i tassi ordinari o diurni, acuti o riabilitativi.

Queste eterogeneità di comportamenti tra regioni si riscontrano per la maggior parte degli indicatori esaminati nel rapporto del Ministero. Non è possibile discutere in questo contributo tutte le tabelle proposte ma le tabelle 2 e 3 sintetizzano alcuni degli indicatori di maggiore interesse. I ricoveri diurni rappresentano il 21% dell'intera casistica erogata nei primi sei mesi del 2014 (si va dal 15% di Umbria e Basilicata al 30% della Campania); riabilitazione e lungodegenza ammontano al 5% (dal 2% di Sardegna e Toscana al 11% della Provincia di Trento). Tra i ricoveri per acuti quelli chirurgi-

ci rappresentano il 47% (dal 38% della Calabria al 53% del Piemonte) mentre quelli complicati (in base alla classificazione DRG) sono il 32% (dal 24% della Campania al 41% della Liguria). I ricoveri ordinari acuti mostrano una degenza media standardizzata per case mix di 6,8 giornate (dai 6 giorni della Toscana ai 7,8 del Veneto); con una degenza media preoperatoria di 1,7 giorni (da 1,2 giorni del Piemonte a 2,4 del Molise); un peso medio di 1,153 (da 1,010 della Provincia di Trento a 1,229 della Toscana); un indice di case mix (ICM: per definizione uguale ad 1 nel totale) che varia tra il 0,876 della Provincia di Trento ed il 1,058 della Liguria ed un indice comparativo di performance (ICP: per definizione uguale ad 1 nel totale) che varia tra il 0,891 della Toscana ed il 1,154 del Veneto. I soggetti privati (tabella 3) sono presenti nel 23% delle dimissioni ordinarie acute (3% in Provincia di Bolzano, 44% nel Lazio), nel 71% delle dimissioni in riabilitazione (16% in Umbria, 91% in Calabria), e nel 47% delle lungodegenze (0% in Valle d'Aosta, Umbria e Molise, 99% in Toscana). Oltre 225.000 sono stati i parti effettuati nel primo semestre 2014, con una quota di parti cesarei (inteso come il primo parto cesareo quando una mamma ne ha fatto più d'uno) che si attesta sul 22% nelle strutture che in un anno fanno più di 500 parti e sul 23% in quelle che ne fanno meno di 500. Anche questa forbice è piuttosto differente tra regioni, raggiungendo il massimo in Liguria (30% nelle prime strutture vs 20% nelle seconde). Come noto la Campania è la regione dove i parti cesarei sono più frequenti (39% nelle strutture più grosse vs 35% nelle strutture con meno di 500 parti/anno), e mentre nelle regioni del centro e del nord i parti

cesarei sono più frequenti nelle strutture più grosse, nelle regioni del sud (Campania esclusa) e delle isole succede il contrario (i parti sono più frequenti nelle strutture con meno di 500 parti/anno). Da ultimo, gli stranieri costituiscono il 7% dei ricoveri ordinari, con percentuali che raggiungono quasi lo 0% in Basilicata ed arrivano fino a 10% nelle Province di Bolzano e di Trento.

Molte altre sono le notizie che si trovano nel rapporto del Ministero della Salute, come quelle sulla mobilità (ci siamo già occupati diffusamente dell'argomento in questa rubrica: Anno 1 N. 2, pagg. 27-30) o sulla valorizzazione economica teorica delle prestazioni erogate (valorizzazione teorica perché fatta utilizzando le tariffe nazionali e non quelle reali adottate dalle singole regioni), ma non vogliamo affossare la curiosità del lettore interessato che non mancherà di scaricare dal web il rapporto alla ricerca delle informazioni che maggiormente lo riguardano.

In un momento in cui il dibattito sul ruolo del comparto ospedaliero dovrà entrare nel vivo per affrontare le sfide proposte dal regolamento sugli standard ospedalieri (*"Definizione degli standard qualitativi, strutturali, tecnologici e quantitativi relativi all'assistenza ospedaliera"*, Conferenza Stato Regioni del 13 gennaio 2015), una analisi quantitativa della attività erogata come quella proposta nel rapporto che abbiamo appena commentato è uno strumento veramente prezioso per gli operatori e per tutti i tecnici seriamente impegnati nel fare in modo che il Servizio Sanitario Nazionale del nostro paese continui a possedere quegli attributi di qualità e di merito che molte classifiche internazionali gli riconoscono.

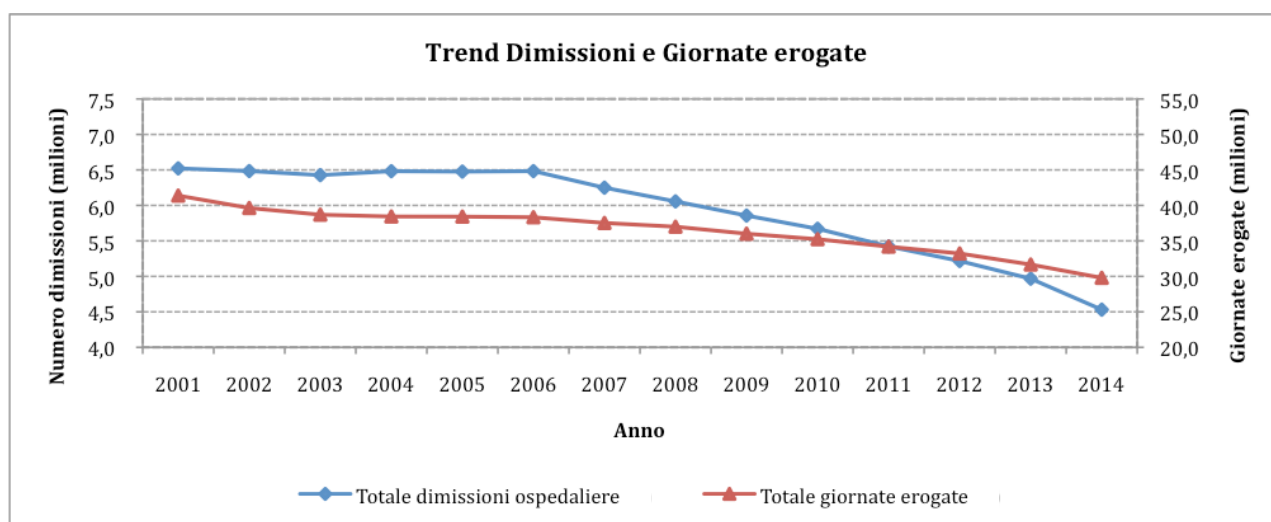


Figura 1: Dati e indici complessivi di attività. Confronto anno 2001-2014: ricoveri del primo semestre di ogni anno.

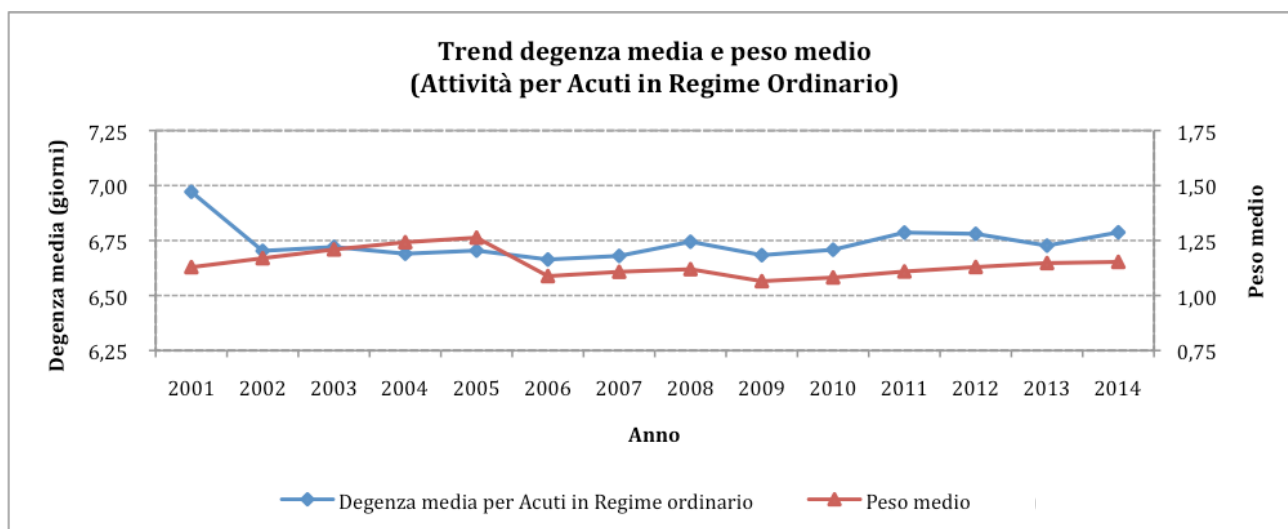


Figura 2: Distribuzione per regione delle Schede di Dimissione Ospedaliera (SDO) trasmesse - Primo Semestre 2014.

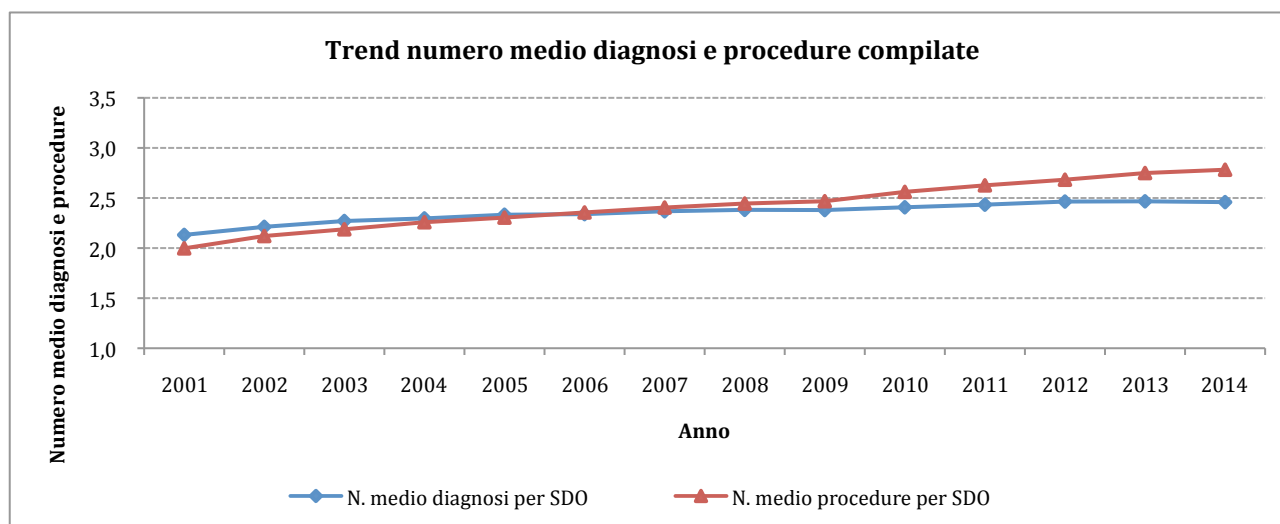


Figura 3: Distribuzione per regione delle Schede di Dimissione Ospedaliera (SDO) trasmesse - Primo Semestre 2014.

	2001	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014
Totale dimissioni ospedaliere	6.521.586	6.484.124	6.482.146	6.483.079	6.056.522	5.670.735	5.216.753	4.530.964
Totale giornate erogate	41.380.690	39.634.990	38.435.898	38.329.590	36.997.723	35.237.797	33.223.961	29.792.287
Degenza media per Acuti in Regime ordinario	7,0	6,7	6,7	6,7	6,7	6,7	6,8	6,8
Degenza media per Riabilitazione in Regime ordinario	24,8	26,0	26,1	25,4	26,7	27,3	25,9	26,0
Degenza media in Lungodegenza	32,3	32,1	29,5	31,7	31,9	30,8	29,1	28,0
Peso medio	1,13	1,17	1,24	1,09	1,12	1,08	1,13	1,15
N. medio diagnosi per SDO	2,1	2,2	2,3	2,3	2,4	2,4	2,5	2,5
N. medio procedure per SDO	2,0	2,1	2,3	2,4	2,4	2,6	2,7	2,8

Tabella 1: Dati e indici complessivi di attività. Confronto anno 2001-2014: ricoveri del primo semestre di ogni anno.

REGIONE	Ricoveri Totali			Ricoveri Totali per Acuti		Ricoveri Totali per Acuti Ordinari				
	SDO	%_DH	%_Riab+Lung	%_Chir	%_Casi Complicati	Deg. Med. Stdz Case mix	Deg.Med. Preop.	Peso_Medio	ICM	ICP
Piemonte	331.818	21	7	53	33	7,0	1,2	1,196	1,038	1,029
Valle d'Aosta	12.540	27	5	47	39	6,9	1,5	1,096	0,951	1,022
Lombardia	776.325	16	7	51	26	7,2	1,6	1,184	1,027	1,060
P.A. Bolzano	45.611	20	6	43	30	6,8	1,5	1,044	0,905	1,009
P.A. Trento	42.060	26	11	45	37	7,2	1,5	1,010	0,876	1,066
Veneto	349.421	23	5	51	30	7,8	1,7	1,201	1,042	1,154
Friuli V.G.	97.540	23	3	50	35	7,2	1,7	1,180	1,023	1,057
Liguria	133.841	29	6	42	41	7,2	2,3	1,219	1,058	1,059
Emilia Romagna	397.890	19	7	50	32	6,3	1,3	1,174	1,019	0,933
Toscana	245.841	18	2	50	39	6,0	1,3	1,229	1,066	0,891
Umbria	75.424	15	3	48	34	6,5	1,5	1,127	0,977	0,960
Marche	96.047	19	5	51	33	7,0	1,4	1,163	1,009	1,037
Lazio	484.517	28	4	42	32	7,2	2,1	1,153	1,001	1,061
Abruzzo	99.859	22	5	46	34	7,0	1,9	1,125	0,976	1,031
Molise	29.829	28	4	44	38	7,2	2,4	1,146	0,995	1,068
Campania	396.468	30	3	48	24	6,4	2,0	1,060	0,919	0,946
Puglia	310.468	17	3	40	33	6,7	1,9	1,080	0,937	0,994
Basilicata	38.183	15	4	43	34	6,9	2,1	1,165	1,011	1,016
Calabria	110.949	22	4	38	35	6,7	2,0	1,096	0,950	0,990
Sicilia	329.038	19	3	44	35	6,7	2,0	1,138	0,987	0,989
Sardegna	129.051	24	2	42	35	7,0	2,0	1,060	0,920	1,026
ITALIA	4.532.720	21	5	47	32	6,8	1,7	1,153	1,000	1,000

Tabella 2: Distribuzione per regione delle Schede di Dimissione Ospedaliera (SDO) trasmesse - Primo Semestre 2014.

REGIONE	Totali	%_Privati			Parti			Stranieri
	SDO	Acuti_Ordin	Riabilit	Lungodeg	Numero	%_Primo_Cesareo Stru>500_Parti	%_Primo_Cesareo Stru<500_Parti	%_Ricoveri_Ordinari
Piemonte	331.818	19	74	59	15.878	20	18	8
Valle d'Aosta	12.540	6	81	0	571	22	0	8
Lombardia	776.325	31	76	69	41.191	20	19	8
P.A. Bolzano	45.611	3	71	60	2.637	16	17	10
P.A. Trento	42.060	9	87	95	2.183	21	14	10
Veneto	349.421	8	44	11	18.772	17	18	9
Friuli V.G.	97.540	7	45	2	4.074	20	14	7
Liguria	133.841	12	39	3	4.933	30	20	7
Emilia Romagna	397.890	17	64	38	17.259	19	15	9
Toscana	245.841	10	41	99	12.431	19	18	8
Umbria	75.424	6	16	0	3.569	21	22	9
Marche	96.047	14	67	18	4.758	28	22	7
Lazio	484.517	44	88	92	22.720	27	26	8
Abruzzo	99.859	15	73	17	4.705	24	22	4
Molise	29.829	20	44	0	916	0	27	1
Campania	396.468	39	83	95	20.834	39	35	2
Puglia	310.468	33	88	25	14.803	24	27	3
Basilicata	38.183	5	37	17	1.936	18	23	0
Calabria	110.949	21	91	68	7.115	20	20	4
Sicilia	329.038	23	74	34	20.483	23	25	3
Sardegna	129.051	11	88	53	5.106	23	26	2
ITALIA	4.532.720	23	71	47	226.874	22	23	7

Tabella 3: Distribuzione per regione delle Schede di Dimissione Ospedaliera (SDO) trasmesse - Primo Semestre 2014.

Sussidiarietà verticale e crescita: un nesso quantificabile

Gian Maria Martini e Gilberto Turati

Dipartimento di Ingegneria gestionale, dell'informazione e della produzione, Università di Bergamo
Dipartimento di Scienze Economico-Sociali e Matematico-Statistiche, Università degli Studi di Torino

gianmaria.martini@unibg.it; gilberto.turati@unito.it

Sommario

La “spesa sussidiaria verticale” può essere rappresentata come la parte della spesa pubblica di un paese governata da livelli di governo inferiori rispetto al governo centrale, a partire da Stati, regioni, Länder o Comunità Autonome (a seconda della architettura istituzionale del paese), fino ai Comuni. Al di là delle ragioni che spingono un paese a decentrare la spesa (un altro modo di definire la sussidiarietà verticale), sorgono chiaramente delle domande sui possibili effetti. Da questo punto di vista, la letteratura economica si è da tempo interrogata sul possibile impatto della sussidiarietà verticale sulla crescita (per una rassegna recente, cfr. Baskaran et al., 2014). Quel che ci si chiede in particolare è se il trasferimento delle decisioni sulla spesa pubblica dal governo centrale agli enti territoriali abbia un effetto positivo sulla crescita economica di un paese, misurata dalla crescita del reddito pro capite della popolazione residente. L'obiettivo di questo contributo è proprio una verifica quantitativa della relazione tra sussidiarietà verticale e crescita del sistema economico considerando 30 paesi europei nel periodo 1995-2013.

1 Il modello econometrico per la relazione tra sussidiarietà verticale e crescita

Per quantificare la relazione tra sussidiarietà verticale e crescita economica partiamo dalla rappresentazione del PIL di un paese (la nostra misura per valutare la crescita) come l'output di un processo produttivo che dipende da alcuni fattori. Alcuni di questi fattori sono interpretabili come veri e propri input del processo di produzione: il capitale fisico per addetto (K/L), il numero di lavoratori occupati (L), il capitale umano (CU). Altri fattori sono invece interpretabili come fattori istituzionali che possono condizionare la produzione: il livello di tassazione generale nel paese (T), il livello di criminalità del paese ($CRIM$), che fornisce una misura dell'attività illegale nell'economia e ne limita le potenzialità di crescita, gli investimenti in Ricerca & Sviluppo (RES), il grado di apertura al commercio internazionale, che aumenta il PIL tramite le esportazioni (EXP) e lo diminuisce invece per effetto delle importazioni (IMP); infine, la nostra variabile di interesse, cioè il grado di sussidiarietà verticale del paese (SV), dato dal rapporto tra la spesa pubblica trasferita agli enti territoriali e la

spesa pubblica totale.

A partire da questa rappresentazione del PIL totale possiamo arrivare alla nostra variabile dipendente attraverso due considerazioni. La prima è che paesi di dimensioni diverse non possono essere confrontati in base al PIL totale. Un indicatore confrontabile – che sconta le dimensioni – è invece il PIL pro-capite, ossia il PIL diviso per la popolazione. La crescita di un'economia è allora misurata dall'aumento (o dalla riduzione) del PIL pro-capite da un anno all'altro. La seconda considerazione è che aumenti (o riduzioni) del PIL pro-capite, che è una misura monetaria, quindi ad esempio espressa in euro, possono avvenire per due ragioni: (1) per un aumento delle quantità di beni e servizi scambiati; (2) per un aumento dei prezzi dei beni e dei servizi. Per questa ragione si distingue tra PIL pro-capite nominale e reale. Il PIL pro-capite reale tiene conto – ed elimina – l'effetto dell'aumento dei prezzi, ossia l'effetto dell'inflazione. Pertanto la crescita viene misurata come il tasso di variazione del PIL pro-capite reale da un anno all'altro, la nostra variabile Y .

L'equazione di riferimento per studiare la relazione tra crescita e spesa sussidiaria verticale, adottata in questo contributo sulla base dei lavori presenti in letteratura, è quindi la seguente:

$$Y_{it} = f\left(\left(\frac{K}{L}\right)_{it}, L_{it}, CU_{it}, T_{it}, CRIM_{it}, RES_{it}, EXP_{it}, IMP_{it}, SV_{it}\right)$$

in cui il pedice it di ogni variabile indica il paese i tra i 30 stati europei presi in considerazione e l'anno t del periodo considerato.

Il modello lineare derivato dall'equazione precedente e sottoposto a verifica econometrica diventa pertanto:

$$\begin{aligned} \log Y_{it} = & \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{K}{L}\right)_{it} + \beta_2 \cdot \log(L_{it}) + \beta_3 \cdot \log(CU_{it}) + \beta_4 \cdot \log(T_{it}) + \beta_5 \cdot \log(CRIM_{it}) + \\ & + \beta_6 \cdot \log(RES_{it}) + \beta_7 \cdot \log(EXP_{it}) + \beta_8 \cdot \log(IMP_{it}) + \beta_9 \cdot \log(SV_{it}) + \sum_{i=1}^{29} \delta_i \cdot Country_i + \\ & + \sum_{t=1997}^{2013} \gamma_t \cdot Year_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Tutte le variabili associate ad un coefficiente β così come la variabile dipendente Y sono espresse come tassi annuali di variazione. La costante del modello è rappresentata da α , mentre i coefficienti β_1 - β_9 rappresentano le elasticità del PIL pro-capite (Y) rispetto a ciascuno dei fattori considerati come rilevanti per la crescita, essendo sia la dipendente che le variabili dipendenti in logaritmi. Il coefficiente di maggiore interesse per questo studio è chiaramente β_9 , l'elasticità del PIL pro-capite rispetto al grado di sussidiarietà verticale, che ci dice qual è l'impatto che una variazione per esempio del 10% nel grado di sussidiarietà verticale genera (in aumento o diminuzione, a seconda del segno del coefficiente stimato β_9) sul tasso di crescita del PIL pro-capite.

Le variabili $Country_i$ sono relative ai 30 paesi europei considerati: Austria, Belgio, Bulgaria, Cipro, Croazia, Danimarca, Estonia, Finlandia, Francia, Germania, Grecia, Irlanda, Islanda, Italia, Lettonia, Lituania, Lussemburgo, Malta, Norvegia Olanda, Polonia, Portogallo, Regno Unito, Romania, Slovacchia, Slovenia, Spagna, Svezia, Svizzera e Ungheria. Si tratta di variabili dicotomiche, che assumono solo valori 0 o 1, per indicare il paese in questione. Per identificare ogni variabile dicotomica e l'intercetta dell'equazione (1), α , vengono stimate 29 variabili dicotomiche, mentre una rappresenta la base di riferimento. Il paese che funge

da base nello studio è il Portogallo. I coefficienti stimati δ indicano quindi l'effetto paese sull'equazione (1) relativa al tasso di crescita del PIL pro-capite.

Le variabili $Year_t$ rappresentano tutti gli anni inclusi nel nostro campione, che si estende sul periodo 1995-2013. Poiché consideriamo tassi annuali di variazione, il dato relativo al 1995 non è incluso perché la prima variazione annuale è 1996/1995. Le variazioni annuali sono dunque 18. Anche in questo caso le variabili sono dicotomiche, prendono valore 0 o 1; quest'ultimo valore viene assegnato per identificare l'anno in questione. Si stimano 17 variabili relative agli anni, mentre l'anno 1996 viene preso come base di riferimento. I coefficienti stimati γ catturano quindi l'effetto temporale di un particolare anno sul tasso di crescita del PIL pro-capite.

L'equazione (1) viene stimata utilizzando un modello econometrico per dati longitudinali (panel) con effetti fissi per i paesi ed effetti temporali per gli anni. Il metodo di stima utilizzato è il Least Square Dummy Variables (LSDV).

2 I dati

La tabella 1 mostra le variabili utilizzate nello studio e le loro definizioni. La fonte informativa per tutte le variabili è Eurostat.

Variabile	Unità di misura	Descrizione
Y	percentuale	percentuale annuale di crescita del PIL reale pro-capite
K/L	migliaia di euro	valore del capitale fisso per lavoratore
L	Migliaia	lavoratori occupati
CU	percentuale	percentuale della popolazione immatricolata in istruzione secondaria nell'anno
T	percentuale	percentuale delle tasse sul PIL
CRIM	Numero	numero di fatti criminali per 1000 abitanti
RED	percentuale	percentuale delle spese in Ricerca e Sviluppo sul PIL
EXP	percentuale	percentuale del valore delle esportazioni sul PIL
IMP	percentuale	percentuale del valore delle importazioni sul PIL
SV	percentuale	percentuale della spesa pubblica locale reale sulla spesa pubblica totale reale

Tabella 1: Variabili, unità di misura e descrizione

La tabella 2 presenta le statistiche descrittive delle variabili considerate. La media del tasso annuale di crescita del PIL reale pro-capite nel periodo 1995-2013 è del 5,5% circa (soprattutto per la forte crescita registrata nei paesi dell'est Europa), con un picco di +41% per l'Islanda (1997/1996) ed un minimo di -40% sempre lo stesso paese (2008/2007). Il capitale fisso per addetto in media è 11 mila euro circa, gli occupati medi sono 7 milioni, la percen-

tuale di popolazione immatricolata nell'istruzione secondaria è il 5% circa, le tasse pesano in media il 37% del PIL, gli episodi criminosi sono circa 51 per ogni 1.000 abitanti, le spese in R&S sono in media l'1,5% del PIL, le esportazioni il 53% del PIL e le importazioni il 52% del PIL. In media, il grado di sussidiarietà verticale è del 28%, con un picco del 66% (Danimarca) ed un minimo dell'1% (Malta).

	media	dev.st	min	max
Y (%)	5,39	7,70	-39,79	40,52
K/L (euro)	10,90	6,96	0,16	35,97
L (migliaia)	7.042,25	9.342,13	130,98	40.450,10
CU (%)	4,74	1,55	0,84	12,75
T (%)	37,22	6,36	25,60	52,10
CRIM (numero per 1000 ab)	50,69	30,46	5,87	151,86
RED (%)	1,44	0,89	0,15	3,91
EXP (%)	52,69	27,18	19,30	181,80
IMP (%)	52,05	23,36	20,00	151,80
SV (%)	28,10	14,79	1,22	65,90

Tabella 2: Statistiche descrittive. Fonte: nostre elaborazioni

3 Un nesso quantitativo tra crescita e sussidiarietà verticale

La tabella 3 presenta i risultati della stima del modello rappresentato nell'equazione (1), sia inclu-

dendo la nostra variabile di interesse *SV* (le prime tre colonne di risultati), sia escludendo tale variabile (le ultime tre colonne).

Variabile dipendente: Y (tasso annuale di crescita del PIL reale pro-capite)						
	Modello con SV			Modello senza SV		
	Coefficiente	t-ratio	Significatività	Coefficiente	t-ratio	Significatività
<i>K/L</i>	0,333	11,32	***	0,340	10,87	***
<i>L</i>	0,242	2,34	**	0,262	2,61	**
<i>CU</i>	0,030	1,47		0,039	1,8	*
<i>T</i>	0,133	1,37		0,117	1,23	
<i>CRIM</i>	-0,027	-1,04		-0,029	-1,09	
<i>RES</i>	-0,012	-0,54		-0,011	-0,47	
<i>EXP</i>	0,010	0,13		0,010	0,12	
<i>IMP</i>	-0,375	-5,77	***	-0,377	-5,77	***
<i>SV</i>	0,064	2,04	**			
<i>Y_97</i>	0,029	3,82	***	0,027	3,58	***
<i>Y_98</i>	0,014	2,52	**	0,013	2,33	**
<i>Y_99</i>	0,012	1,98	**	0,013	2,01	**
<i>Y_00</i>	0,039	5,83	***	0,039	5,8	***
<i>Y_01</i>	0,012	2,02	**	0,012	2,07	**
<i>Y_02</i>	0,014	2,51	**	0,013	2,43	**
<i>Y_03</i>	0,005	0,86		0,004	0,83	
<i>Y_04</i>	0,019	3,65	***	0,019	3,58	***
<i>Y_05</i>	0,021	3,76	***	0,020	3,55	***
<i>Y_06</i>	0,024	4	***	0,023	3,95	***
<i>Y_07</i>	0,018	3,49	**	0,018	3,34	**
<i>Y_08</i>	-0,001	-0,14		-0,002	-0,26	
<i>Y_09</i>	-0,015	-1,8	*	-0,015	-1,82	*
<i>Y_10</i>	0,032	4,85	***	0,031	4,77	***
<i>Y_11</i>	0,013	2,31	**	0,013	2,28	**
<i>Y_12</i>	0,009	1,64		0,008	1,53	
<i>Y_13</i>	0,008	1,43		0,007	1,25	
<i>Costante</i>	-0,001	-0,23		0,000	-0,08	
R2 = 0,70						
Osservazioni: 540						
Legenda: *** significativo all'1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%						

Tabella 3: Stime econometriche delle relazione crescita – sussidiarietà verticale.

Le elasticità stimate per il capitale e il lavoro risultano positive e statisticamente significative, al contrario dei coefficienti riferiti alle variabili istituzionali che risultano statisticamente non significativi, probabilmente perché il loro effetto è colto dall'effetto fisso di paese. È in questo quadro che diventa ancora più interessante notare il risultato relativo all'effetto della sussidiarietà verticale, la variabile *SV*. Come evidente nelle prime tre colonne della tabella 3, il coefficiente stimato è pari a 0,064 ed

è statisticamente molto significativo (la probabilità che la variabile *SV* non abbia alcun effetto sulla crescita è inferiore all'1%).

Il valore di 0,064 rappresenta un'elasticità essendo le variabili *Y* e *SV* entrambe espresse in logaritmi. È una percentuale ed indica di quanto varia il tasso di crescita del PIL reale pro-capite se aumenta dell'1% il grado di sussidiarietà verticale. Il risultato ottenuto è un +0,064% di aumento del tasso annuale di crescita. Questo implica che un aumento del 10% nel grado di sussidiarietà verticale nella

spesa pubblica (a saldi invariati) porta ad un aumento annuale del PIL pro-capite di +0,64%. In sintesi, l'esercizio dimostra come lo strumento della sussidiarietà verticale possa essere utilizzato come stimolo per la crescita, a saldi invariati di spesa pubblica. Questo risultato è valido in generale nell'ambito dei 30 paesi analizzati e singolarmente nella grande maggioranza di essi, compreso l'Italia. È basato solo sul decentramento della spesa e non anche delle entrate e apre interrogativi interessanti in merito ai canali attraverso i quali la sussidiarietà verticale può arrivare a stimolare la crescita economica.

Riferimenti bibliografici

- Baskaran, T. Feld, L.P., 2013, Fiscal decentralization and economic growth in the OECD countries: is there a relationship?, *Public Finance Review*, 41, 421-445.
- Baskaran, T., Feld, L.P., Schnellenbach, J., 2014, Fiscal federalism, decentralization and economic growth: survey and meta-analysis, *CESifo*, working paper n. 4985.
- Davoodi, H., Zou, H., 1998, Fiscal decentralization and economics growth: a cross-country study, *Journal of Urban Economics*, 43, 244-257.
- Ebel, R.D., Yilmaz, S. 2002, On the measurement and impact of fiscal decentralization, *World Bank*.
- Eller, 2004, The determinants of fiscal decentralization and its determinants on economic growth: empirical evidence from a panel of OECD countries, unpublished manuscript.
- Enikolopov, R., Zhuravskaya, 2007, Decentralization and political institutions, *Journal of Public Economics*, 91, 2261-2290.
- Gemmell, N., Kneller, R., Sanz, I., 2013, Fiscal decentralization and economic growth in OECD countries: spending versus revenue decentralization, *Economic Inquiry*, 51, 1915-1931.
- Iimi, A., 2005, Decentralization and economic growth revisited: an empirical note, *Journal of Urban Economics*, 57, 449-461.
- Rodriguez-Pose, A., Kroijer, A., 2009, Fiscal decentralization and economic growth in Central and Eastern Europe, *Growth and Change*, 40, 387-417.
- Rodriguez-Pose, A., Ezcurra, R., 2010, Is fiscal decentralization harmful for economics growth? Evidence from OECD countries, *Journal of Economic Geography*, 1-25.
- Solow, R.M., 1956, A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Swan, T.W., 1956, Economic growth and capital accumulation, *Economic Record*, 32, 344-361.
- Thiessen, U., 2003, Fiscal decentralization and economic growth in high-income OECD countries, *Fiscal Studies*, 24, 237-274.
- Woller, G.M., Phillips, K., 1998, Fiscal decentralization and LDC economic growth: an empirical investigation, *Journal of Development Studies*, 34, 139-148.

Promozione e misurazione della cultura statistica negli Atenei della Toscana: alcune evidenze empiriche

Alessandro Valentini (*), Monica Pratesi (**), Bianca Maria Martelli (*)

(*) Istat, Direzione Centrale per lo sviluppo e il coordinamento della rete territoriale e del Sistan

(**) Università di Pisa, Dipartimento di Economia e Management

alvalent@istat.it, monica.pratesi@unipi.it, bmartelli@istat.it

Sommario

L'indagine sulla misurazione della cultura statistica è frutto della collaborazione tra la sede Territoriale Istat per la Toscana e per l'Umbria, sede di Firenze, e le Università Toscane (Pisa, Firenze e Siena). Si è svolta nel secondo semestre dell'Anno Accademico 2014-2015 (tra i mesi di Marzo e Maggio) intervistando oltre 10mila studenti del primo anno dei tre Atenei. Il nuovo sistema di misurazione, costituito da un questionario (QValStatM), un "cruscotto" di indicatori e un "profilo statistico" da assegnare ai partecipanti, è stato proposto on line con restituzione in tempo reale dei risultati agli oltre 3mila rispondenti. Dai dati emergono interessanti spunti di riflessione per la pianificazione di successive attività di formazione e promozione della cultura statistica. La *statistical literacy* tra gli studenti universitari è piuttosto "fragile" e differenziata per genere, formazione precedente e nazionalità, tuttavia si intravedono margini di miglioramento; emerge anche una crescente consapevolezza dell'importanza di sapersi muovere fra i numeri e di conoscere la statistica anche in corsi di studio non "scientifici".

1 Introduzione

Nel corso del 2014 la sede Istat per la Toscana, in collaborazione con il Dipartimento di Economia e Management dell'Università di Pisa, ha sperimentato, per la prima volta in Italia per quanto di conoscenza agli autori, un questionario per la misurazione della *statistical literacy* tra gli studenti dei corsi di statistica del Dipartimento. La lettura dei risultati, seppur preliminari, ha consentito la riflessione su alcune carenze informative degli studenti e l'attivazione di alcuni seminari sulla Statistica Ufficiale in Italia.

L'interesse suscitato da questa esperienza (Martelli, Pratesi e Valentini, 2014; Valentini *et al.*, 2014) ha spronato la prosecuzione dello studio secondo la linea progettuale originariamente impostata. Il coinvolgimento degli Atenei di Firenze e Siena ha reso possibile anche la realizzazione di ulteriori test sul campo finalizzati a rendere ancora più accattivante il questionario e fluido il processo di somministrazione.

Nel frattempo è maturata tra gli attori coinvolti la

consapevolezza che le azioni di misurazione della *statistical literacy* non possono essere svolte in maniera asincrona, ma devono essere attuate sulla base di una attenta politica di promozione.

Elaborando tutti questi elementi è stato possibile mettere a punto un nuovo *sistema* di misurazione: un questionario (QValStatM) ridotto nella lunghezza, con incorporati al suo interno diversi elementi a supporto delle azioni di promozione della cultura statistica (un "cruscotto", un "profilo statistico" da assegnare ai rispondenti); un processo di somministrazione completamente on line; la restituzione in tempo reale dei risultati a tutti i rispondenti.

Il nuovo questionario nel corso del secondo semestre dell'Anno Accademico 2014-2015 (tra i mesi di Marzo e Maggio) è stato somministrato ad una platea molto vasta composta da oltre 10mila studenti del primo anno dei tre Atenei della Toscana. Si tratta delle matricole di tutti i corsi di laurea dell'Università di Pisa (circa 8.600 unità), di quelli di Economia e di Scienze politiche dell'Università di Firenze (1.100 unità) e di quelli di Economia e Commercio, Scienze economiche e bancarie,

Scienze storiche e del patrimonio culturale, Studi letterari e filosofici dell'Università di Siena (700 unità). Il questionario è stato compilato da oltre 3mila matricole (quasi un 1/3 del totale), un numero complessivamente rilevante.

I dati offrono vari spunti di riflessione, come vedremo nei successivi paragrafi. Emerge comunque in maniera nitida che il livello di cultura statistica tra gli studenti universitari del primo anno non è soddisfacente. Inoltre esso tende a differenziarsi sia per genere, sia in funzione del background formativo (tipo di corso di studi frequentato e voto ottenuto al diploma).

Prima di entrare nel dettaglio del processo di somministrazione di QValStatM e dei relativi risultati vogliamo sottolineare che la regia dell'operazione è svolta congiuntamente dall'Istat e dall'Università, un elemento che valorizza ulteriormente il ruolo dell'interazione tra statistica ufficiale e statistica accademica, specialmente con riferimento ai singoli contesti territoriali e regionali.

Ricordiamo anche un'altra significativa collaborazione tra l'Istat e l'Università: nel corso del 2015 si è svolta anche l'analisi dei fabbisogni statistici che emergono con riferimento ai diversi corsi di laurea. I risultati della ricognizione permetteranno da una parte di tarare meglio il materiale didattico sulla statistica ufficiale messo a punto dalla "rete territoriale Istat per la promozione della cultura statistica" (Cortese e Valentini, 2013), di prossimo rilascio, dall'altro di integrare in maniera opportuna, caso per caso, le politiche di promozione da attuare. Notiamo che sebbene la performance degli studenti dei corsi di studio non "scientifici" sia meno soddisfacente, tuttavia la loro partecipazione non è irrilevante. Questo è un segnale di interesse per argomenti non percepiti, almeno in prima battuta, dal loro settore e può essere un indice di crescente consapevolezza dell'importanza di muoversi fra i numeri e di conoscere la statistica.

2 Il questionario: contenuto e processo di somministrazione

Il questionario QValStatM costituisce l'evoluzione dei modelli utilizzati nelle diverse sperimentazioni effettuate dal 2014 ad oggi. Lo stesso è composto da 12 domande, ognuna con tre possibili modalità di risposta, una delle quali corretta e due errate.

Gli item sono coerenti con la letteratura in tema di *statistical literacy* (Wallman, 1993) e in particolare con le rispettive dimensioni principali (Unece, 2012): a) *numeracy*; b) capacità di comunicare la

statistica; c) scoperta dell'uso della statistica come strumento per semplificare la vita quotidiana. La struttura delle domande (si veda il Box 1 per due esempi) è tratta da alcune esperienze internazionali sia rivolte agli studenti (Garfield e Gal, 1999; Garfield, 2001; Watson, 2000; Watson e Callingham, 2003) che ad un contesto più ampio quale quello degli insegnanti e degli specialisti nell'analisi dei dati (Shield 2006 e 2011) o quello dei dipendenti pubblici (Reston 2005 e 2010).

Più nel dettaglio il questionario è strutturato su 5 aree tematiche:

1. calcolo di medie e indicatori;
2. decisioni in condizioni di incertezza;
3. lettura-interpretazione tabelle;
4. concetti basilari della probabilità;
5. lettura-interpretazione grafici.

Quesito Q4 – Area tematica 1

Su un giornale è stato scritto che in una determinata città il numero di studenti nel giro di 50 anni è cresciuto del 300%, passando da 30 mila a 90 mila. E' corretta questa affermazione?

- a. ☐ No, è cresciuto del 33,3%
- b. ☐ Sì
- c. ☒ No, è cresciuto del 200%

Quesito Q8 – Area tematica 4

Al casinò un giocatore della roulette ha scommesso per 7 volte sul "Rosso" e ha perso sempre. Quale colore è meglio che scelga per la prossima scommessa:

- a. ☐ Ancora il "Rosso"
- b. ☐ Il "Nero"
- c. ☒ E' del tutto indifferente

Box 1: Due esempi di domande

Il processo di somministrazione è stato caratterizzato da una certa complessità. Tenendo conto del particolare target di riferimento e della non obbligatorietà dell'indagine si è cercato di pubblicizzare l'iniziativa in vari modi. In primo luogo sono state affisse locandine presso i dipartimenti interessati alla rilevazione (Figura 1), sono state pubblicate informative sui siti internet dei vari atenei, l'iniziativa è stata quindi illustrata in aula durante le lezioni, da parte dei docenti o loro incaricati. Il veicolo più importante di incentivo per la compilazione è stato rappresentato comunque dallo slogan coniato per l'occasione: "gioca con la statistica e ... scoprirai il tuo profilo". Ovvero ad ogni ragazzo è stato proposto il questionario sotto forma di gioco: il messaggio era quello che ciascuno dopo la compilazione si sarebbe visto assegnare un *profilo statistico*, tra i 5 possibili ("seme", "germoglio", "piantina", "albero", "albero della statistica") sul-

la base del valore raggiunto dal cruscotto statistico (la percentuale di risposte corrette sul totale delle domande), escludendo qualsiasi connotazione negativa del risultato ottenuto. A ciascun profilo sono stati assegnati sia una rappresentazione stilizzata (vedi ancora Figura 1) che una breve descrizione. Per esempio a coloro che hanno raggiunto il profilo di “albero della statistica” è stato scritto: “complimenti! Sei in piena fioritura”. Ad ogni “piantina” invece è apparso il messaggio “la tua cultura statistica sta crescendo” e così via fino al punteggio minimo (“seme”) a cui è stata associato il commento: “hai iniziato a coltivare la tua cultura statistica”.

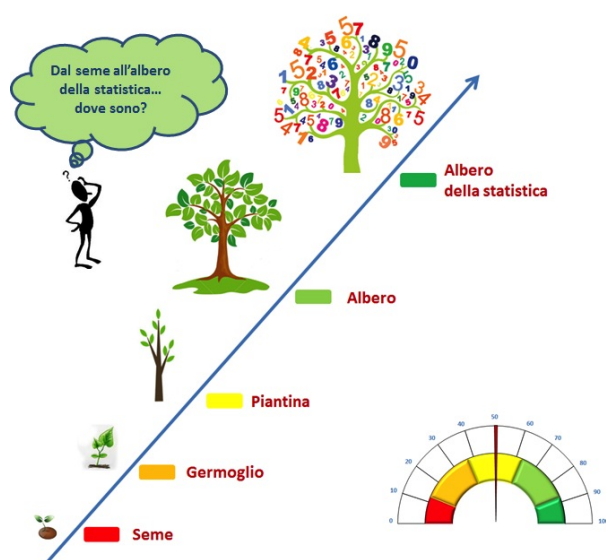


Figura 1: Estratto della locandina illustrativa: i profili statistici e il cruscotto della statistica

Di un certo interesse sono anche gli aspetti tecnologici relativi alla somministrazione del questionario, in gran parte rinnovati rispetto alle precedenti sperimentazioni. In una fase preliminare l'Istat ha acquisito le liste di studenti da parte dei tre Atenei. Le variabili trasmesse includono gli indirizzi mail, il corso di laurea frequentato e (se disponibili) alcune informazioni di tipo anagrafico (luogo di residenza, genere e cittadinanza) e sulla carriera scolastica (tipo di diploma e relativa votazione ottenuta). Durante la fase di rilevazione sul campo i questionari sono stati somministrati agli studenti con modalità CAWI (Computer Assisted Web Interviewing) mediante il software Limesurvey. Ogni unità di rilevazione ha ricevuto per mail un link personalizzato al questionario elettronico ed ha avuto la possibilità di rispondere utilizzando qualsiasi tipo di dispositivo: PC, tablet, smartphone, eccetera.

Per evitare fenomeni di *cheating* (Invalsi, 2011) le domande sono state sottoposte in maniera casuale per gruppi di aree tematiche (parte A: aree 1, 2, 3; parte B: aree 4 e 5). Per ogni domanda anche gli item sono stati presentati casualmente in maniera tale da disporre, complessivamente, di un numero molto alto di diversi schemi di questionario.

La raccolta dei dati è stata svolta nel periodo dal 9 marzo al 22 maggio 2015. All'interno di questo intervallo, con frequenza pressoché settimanale, ai non ancora rispondenti sono state spedite mail di promemoria. Complessivamente sono stati acquisiti 3.071 questionari validi, per un tasso di risposta del 31,9%: 37,3% per gli studenti di Siena; 31,8% per quelli di Pisa; 28,7% per quelli di Firenze. Scendendo nei dettagli per corso di laurea, emerge, nel caso di Siena, una più forte collaborazione da parte degli studenti di Scienze economiche e bancarie (41,5%) e di Economia e Commercio (37,7%), una percentuale di risposte analoga a quella degli studenti di Economia di Firenze (35,5%) e di Pisa (35,3%).

Per ciò che attiene agli altri corsi di laurea dell'Ateneo pisano spiccano, quanto a tassi di risposta, Fisica (56,6%), Farmacia (46,3%) e Matematica (45,9%), mentre la collaborazione da parte degli studenti è relativamente più bassa per Giurisprudenza (26,4%), Scienze della terra (23,4%) e Medicina clinica sperimentale (21,8%).

3 Misurazione sintetica della statistical literacy

La lettura dei risultati del questionario ha l'obiettivo di gettare una luce sul livello di *statistical literacy* degli studenti iscritti al primo anno delle università della Toscana. Al fine di rendere più agevole l'analisi ad ogni domanda viene assegnato un punteggio dicotomico: 0 se la risposta fornita è errata, 1 se è corretta.

La percentuale di risposte corrette alle domande varia dal 40,9% del quesito Q4 (box 1) al 88,3% del quesito Q10. La media generale è del 63,7%. Le risposte esatte ai vari quesiti non sono distribuite in maniera uniforme tra le varie aree tematiche del questionario (Figura 2) ma tendono a ridursi con riferimento all'area “calcolo medie-indicatori”, che è proprio l'area dove si trova il quesito Q4. Viceversa per “decisioni in condizioni di incertezza” la quota di risposte esatte, 71%, è più alta della media generale.

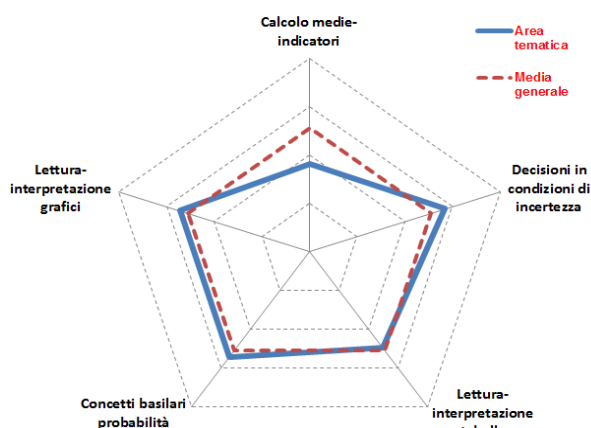


Figura 2: Quota di risposte corrette per area tematica e in generale. Scala da 0 a 100%.

Sommando le risposte fornite alle varie domande del questionario è possibile spostare il ragionamento dal punteggio medio per item a quello complessivo, nella scala da 0 a 12. La valutazione media è di 7,64 punti che, rapportata in trentesimi come se si trattasse di un esame universitario, corrisponde ad un “misero” 19, un voto appena al di sopra della sufficienza. La distribuzione di frequenza del punteggio complessivo (Figura 3) assomiglia vagamente a quella di una distribuzione normale, ma l’ipotesi di normalità viene rifiutata ($P < 0,0001$), anche a causa di una (seppur debole) asimmetria sinistra. Ad ogni punteggio complessivo viene associato il relativo “profilo statistico” (Tavola 1). Il profilo mediano, che copre il 43,7% dei ragazzi (ovvero coloro che ricevono un punteggio da 8 a 10), è quello di “albero”, seguito (con il 33,5% dei casi) dalla “piantina” (5 – 7 punti). I più bravi, ovvero coloro che ricevono il profilo di “albero della statistica” (perché hanno totalizzato 11 o 12 punti), costituiscono l’11,7% del totale. Viceversa i meno bravi (solo 0 o 1 punto), ricevono invece l’etichetta di “seme” e rappresentano una quota pari soltanto allo 0,5% del totale.

Tipo di profilo	Punteggio	%
Seme	0 – 1	0,5
Germoglio	2 – 4	10,6
Piantina	5 – 7	33,5
Albero	8 – 10	43,7
Albero della statistica	11 – 12	11,7
Totale		100,0

Tavola 1: Distribuzione dei profili statistici. Valori percentuali

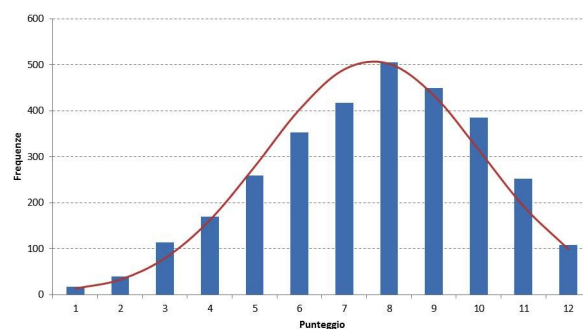


Figura 3: Distribuzione di frequenza del punteggio complessivo.

4 Le differenze tra i diversi gruppi: analisi univariata e multivariata

Il record linkage tra i risultati del questionario e gli archivi delle iscrizioni, effettuato attraverso il numero di matricola, consente di approfondire i risultati dell’analisi tenendo conto di alcune caratteristiche degli studenti. Più nel dettaglio le covariate di analisi sono: il territorio di riferimento (provincia di residenza e università frequentata), le caratteristiche individuali (genere e cittadinanza), alcune informazioni sulle carriere scolastiche (tipo di scuola e voto di diploma) e il gruppo di corso di laurea frequentato.

Un’analisi di primo livello viene effettuata attraverso l’approccio univariato, esaminando cioè una variabile alla volta. Successivamente si propone un approfondimento multivariato per le covariate significative all’analisi di primo livello.

Iniziando dall’approccio univariato, la Tavola 2 consente di confrontare tra loro le medie di ciascun gruppo. Il primo dato che emerge con nitidezza riguarda le differenze per tipologia di università frequentata. La valutazione media che emerge nei casi di Firenze (7,74) e Pisa (7,67) è significativamente più alta di quella di Siena (7,18). Viceversa sembra che l’area di residenza dello studente (nell’ambito della stessa provincia dell’Università, in altra provincia della Toscana o in altra regione) non abbia alcuna influenza sulla *statistical literacy*.

Per quanto attiene le variabili sulle caratteristiche individuali degli studenti emerge una netta differenza per genere (Maschi: 8,43; Femmine: 6,96), già evidenziata nelle variabili individuali e che si riscontra anche nei test Invalsi e in quelli Ocse-Pisa per le competenze matematiche (Invalsi, 2014).

Più inediti, anche se in qualche modo attesi, sono invece i risultati dell’analisi per cittadinanza: il livello me-

dio di *statistical literacy* per gli studenti italiani (7,66) è più alto di quello per gli studenti stranieri (7,03).

Per quanto riguarda inoltre la relazione tra il livello di *statistical literacy* e il percorso scolastico, i dati confermano evidenze già emerse durante i test sperimentali, ovvero la forte dipendenza in media con il voto e con il tipo di diploma di scuola secondaria superiore. Relativamente al voto, il punteggio medio è di 8,7 per i più bravi (98 e oltre); di 7,89 per le persone con un voto da 90 a 97 e così via a scendere fino al punteggio di 7,05 per i diplomati con un voto inferiore a 75. Il legame con il tipo di diploma privilegia le scuole liceali (7,79) e tecniche (7,68) rispetto alle altre tipologie (artistico, magistrale e professionale).

In ultimo è interessante notare come i ragazzi con la valutazione più elevata siano quelli che frequentano un corso di studi di tipo scientifico (9,36), ingegneristico (8,39) o medico (8,10). Viceversa il livello più scarso di *statistical literacy* si riscontra per gli studenti dei gruppi giuridico (6,42), letterario-umanistico-linguistico (6,73) e socio-politico (6,96). A metà classifica le matricole del gruppo economico-statistico (7,52).

Variabile	Casi	Media	Dev-st	P-Sig
Totale	3.071	7,64	2,39	
Università frequentata				
Firenze	305	7,74	2,27	0,0046
Pisa	2.504	7,67	2,41	
Siena	262	7,18	2,33	
Area di residenza				
Stessa provincia università	525	7,72	2,43	0,0553
Altra provincia Toscana	1.242	7,74	2,30	
Altra Regione	1.304	7,52	2,47	
Genere				
Maschi	1.259	8,43	2,26	<0,0001
Femmine	1.507	6,96	2,32	
Cittadinanza				
Italiana	2.628	7,66	2,39	0,0026
Straniera	138	7,03	2,56	
Tipo di diploma				
Liceale	1.649	7,79	2,38	<0,0001
Tecnico	640	7,68	2,35	
Artistico	42	6,55	2,31	
Magistrale	128	6,50	2,48	
Professionale	47	6,19	2,40	
Voto di diploma				<0,0001
98 e più	545	8,70	2,27	
90 - 97	351	7,89	2,17	
75 - 89	1.018	7,46	2,38	
60 - 74	755	7,05	2,41	
Tipo di corso di laurea				<0,0001
Gruppo scientifico	193	9,36	2,04	
Gruppo ingegneria	541	8,39	2,20	
Gruppo medico	249	8,10	2,30	
Gruppo geo-biologico - chimico-farmaceutico	310	7,74	2,27	
Gruppo economico-statistico	796	7,52	2,23	
Gruppo agrario/veterinario	132	7,51	2,22	
Socio-politico	256	6,96	2,44	
Letterario-umanistico-Linguistico	433	6,73	2,39	
Gruppo giuridico	161	6,42	2,47	

Tavola 2: Punteggio medio per alcune caratteristiche dei rispondenti. Scala da 0 a 12 punti

Approfondendo l'analisi attraverso una tecnica multivariata sono state escluse, per motivi diversi, alcune variabili:

- *università frequentata*, perché i valori delle variabili esplicative non sono noti per gli studenti dell'università di Firenze;
- *area di residenza*, in quanto la covariata non è significativa all'analisi di primo livello;
- *cittadinanza*, perché tale variabile, pur significativa nell'ottica univariata, diventa non rilevante nell'analisi di secondo livello (le differenze tra i due gruppi sembrano quindi spiegate da altre variabili);
- *tipo di corso di laurea*: in questo caso l'esclusione è legata al fatto che esiste una forte connessione, statisticamente significativa ($P < 0,0001$), con il tipo di diploma. Includere nel modello entrambe le variabili avrebbe creato ridondanze.

Vengono invece proposte per l'analisi multivariata tre diverse covariate: il genere, il voto di diploma e il tipo di diploma. Il modello impiegato è quello *logit*, che si esprime come il logaritmo naturale del rapporto tra la probabilità di successo (punteggio 1) e quella di insuccesso nel rispondere ad ogni domanda (odds). La categoria di riferimento attribuita a ciascuna variabile è quella con il valore più elevato di *statistical literacy* nell'analisi univariata. Si tratta, in particolare, dei maschi (M), degli studenti con il voto più alto di diploma (98+) e di quelli che provengono dal liceo ("Liceale").

Nella Figura 4 è riportato l'effetto (sull'odds ratio) derivante dal cambiamento di ogni categoria rispetto a quella di riferimento. L'effetto voto di diploma molto basso (60-64) è quello più rilevante, comportando un abbattimento dell'odds del 47% (valore del parametro 0,53). A seguire l'effetto genere con un abbattimento dell'odds del 42% nel passaggio dalla categoria dei maschi a quella delle femmine (0,58 è l'effetto della covariata). Per quanto concerne infine il tipo di diploma l'effetto (pur negativo) meno rilevante è il passaggio dal liceo ad una scuola tecnica (-10%). Più importante invece l'effetto di passaggio verso gli altri tipi di scuola: artistica (-23%), magistrale (-24%) o professionale (-34%).

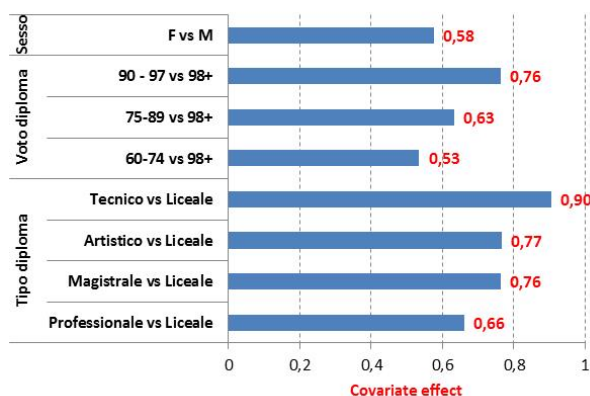


Figura 4: Parametri del modello logit

5 Alcune linee strategiche per il futuro

I risultati dell'indagine sulle matricole degli Atenei della Toscana consolidano la bontà della linea progettuale attivata dalla sede Istat per la Toscana in maniera congiunta con le Università della regione e confermano le prime evidenze emerse durante le precedenti sperimentazioni.

I riscontri numerici sulla misurazione mettono ancora una volta in risalto come il livello di *statistical literacy* tra gli studenti universitari sia piuttosto "fragile": è sufficiente l'inserimento di un piccolo trabocchetto (come quello della domanda Q4) per "ingannare" la maggior parte dei rispondenti. Le differenze tra i vari gruppi di ragazzi stimolano una riflessione in merito al ruolo di promozione che deve essere adottato già a partire dalla scuola, in particolare con riferimento ai percorsi di tipo professionale.

L'emergere di qualche elemento di differenziazione tra i cittadini italiani e quelli stranieri, pur non significativo nell'analisi multivariata, fa scattare un *warning* relativamente alla necessità di prestare una particolare attenzione alla (sempre crescente) quota di popolazione straniera, anche con riguardo all'attivazione di opportune politiche di promozione, prima fra tutte la predisposizione di pacchetti didattici ad hoc.

Il buon esito della rilevazione condotta, e l'utilità dei dati raccolti, costituiscono lo sprone per ulteriori avanzamenti sia nel processo di rilevazione che con riferimento ai dati prodotti.

Infatti dal punto di vista tecnico il questionario è ormai completamente ingegnerizzato, in linea con i più recenti avanzamenti metodologici e facilmente estendibile ad altri contesti territoriali. Ciò nonostante è possibile proporre ulteriori accorgimenti,

a partire dalla possibile ulteriore contrazione del numero di item, da 12 a 10, per rendere ancora più accattivante la lettura dei risultati sulla base di una scala di valutazione alla quale i più sono maggiormente avvezzi, senza per questo dover subire perdite informative rilevanti (Rash, 1980). Un altro piccolo accorgimento di grande utilità è quello relativo alla messa a punto di un bacino di domande (per area tematica) dalle quali estrarne casualmente un certo numero in maniera tale da ridurre ulteriormente il rischio di *cheating*.

Più ampia e articolata è infine la questione strategica relativa alle future azioni di misurazione della cultura statistica da attivare. È già stato detto sopra che, sulla base dell'esperienza acquisita, si ritiene inefficiente scindere le azioni di misurazione da quelle di promozione. Misurare senza promuovere è di per sé un controsenso, un'operazione sterile che ha l'unico obiettivo di rilevare l'esistente senza porsi il problema di migliorarlo. Del resto anche promuovere senza avere idea di quali siano i fabbisogni è un'operazione inefficiente, specialmente alla luce dell'attuale scarsità di risorse: è dalla conoscenza dei punti di criticità che si deve partire per attivare le politiche più opportune.

Stante l'inscindibile connubio tra le due anime della *statistical literacy* (promozione e valutazione) si intende in ultimo proporre una riflessione in merito all'estensione delle operazioni di valutazione a target ulteriori rispetto a quelli degli studenti universitari. I docenti delle scuole, per il loro ruolo chiave di attori della crescita delle future classi dirigenti e gli stakeholders, per la funzione propria di indirizzamento della società, dovrebbero essere i primi destinatari di questo genere di iniziative.

Alcune occasioni utili di coinvolgimento di un pubblico più ampio potrebbero infine essere quelle dei prossimi eventi promozionali che interessano direttamente la statistica. L'imminente Festival della Statistica di Treviso (Settembre 2015), gli eventi in cantiere per la Giornata Italiana della Statistica (Ottobre) o per la prossima Conferenza Nazionale di Statistica (Dicembre) sembrano pienamente adeguati per tale scopo.

Si tratta ora di trovare ulteriori partner in grado di sostenerci in questa avvincente sfida.

Riferimenti bibliografici

- Cortese, P.F., Valentini A. (2013), *Cultura statistica sul territorio: nuove modalità e nuovi attori*, Newsstat 9, dicembre 2013, p. 13
- Garfield, J. (2001), *Evaluating the impact of educational reform in statistics: A survey of introduc-*

tory statistics courses. Final Report for NSF Grant REC-9732404

Garfield, J. and Gal, I. (1999), *Assessment and statistics education: Current challenges and directions*. International Statistical Review, 67, 1-12

Invalsi. (2011), *Esami di Stati a.s. 2009-2010. Prova nazionale*, prime analisi Rapporto tecnico

Invalsi. (2014), *Rilevazioni nazionali sugli apprendimenti 2013-2014*, Rapporto tecnico

Martelli, B.M. Pratesi, M., Valentini, A. (2014), La valutazione della cultura statistica: un'indagine pilota sugli studenti dell'Università di Pisa. *Statistica & Società*, n. 2, pp. 43-48

Rasch, G. (1980), *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests (2nd ed.)*. Chicago: The University of Chicago Press.

Reston, E. (2005), *Assessing Statistical Literacy in Graduate Level Statistics Education*. Paper presented at the 55th Session of the International Statistical Institute, Sydney, Australia

Reston, E. (2010), *Statistical literacy assessment and training of government personnel using data from national statistics office: Philippine context*, Schield, M. (2006), *Statistical Literacy Survey Analysis: reading tables and graphs or rates and percentages*. International conference on teaching statistics

Schield, M. (2011), *Statistical literacy: A new mission for data producers*, Statistical Journal of the IAOS 27, pp. 173-183

Unece (2012), *Making data meaningful. Part 4 : A guide to improving statistical literacy*, United Nation Economic Commission for Europe, Geneva.

Valentini, A., Pratesi, M., Martelli, B.M., Da Valle, S., Faustini, L., Porciani, L., Sanna, G., Tinelli, C. (2014) *Assessment of statistical literacy: a pilot survey on college students. The case of University of Pisa*. Paper presented at the Conference of European Statistics Stakeholders, Rome, November, 25th 2014.

Wallman, K.K. (1993), *Enhancing Statistical Literacy: Enriching Our Society*, Journal of the American Statistical Association, Vol 88, No 421.

Watson, J.M. (2000), Statistics in context. *Mathematics Teacher*, 93, 54-58

Watson, J.M., & Callingham, R.A. (2003), *Statistical literacy: A complex hierarchical construct*. Statistics Education Research Journal, 2(2), 3-46

Si ringraziano per aver collaborato alla realizzazione dell'indagine QValStatM:

- i docenti del Dipartimento di Economia e Management dell'Università di Pisa, in particolare Caterina Giusti, Stefano Marchetti, Nicola Salvati;

- Lucio Masserini dell'Osservatorio Statistico dell'Università di Pisa;

- Barbara Pacini del Dipartimento di Scienze Politiche dell'Università di Pisa;

- i docenti del Dipartimento di Statistica, Informatica, Applicazioni "G. Parenti" dell'Università di Firenze, in particolare Emanuela Dreassi e Carla Rampichini;

- i docenti del Dipartimento di Economia Politica e Statistica dell'Università di Siena, in particolare Giulio Ghellini;

- i colleghi dell'Istat, sede per la Toscana, in particolare Silvia Da Valle, Luca Faustini, Linda Porciani, Graziella Sanna, Claudia Tinelli.

L'incertezza inSegna

Giuseppe Sanfilippo

Dipartimento di Matematica e Informatica, Università degli Studi di Palermo
giuseppe.sanfilippo@unipa.it

Sommario

Traendo spunto dalla manifestazione scientifica *Esperienza inSegna*, dal titolo *Certo è... probabile*, svoltasi a Palermo nel 2014, in questo lavoro dapprima sono richiamati alcuni problemi che diedero la nascita al calcolo delle probabilità e successivamente vengono analizzati due problemi popolari di probabilità che normalmente sono oggetto di dibattito soprattutto tra i non addetti al settore: “Monty Hall” e il “Gratta e Vinci”. Nel primo si mostra l'importanza di tradurre correttamente, in termini di evento condizionante, l'informazione acquisita quando si vogliono “aggiornare” le probabilità; nel secondo si mette in guardia il lettore di fronte agli spot televisivi che annunciano vincite facili nelle lotterie a premi.

1 Premessa

Nel mese di Febbraio 2014, presso il Polididattico dell'Università degli Studi di Palermo, si è svolta la manifestazione scientifica *Esperienza inSegna* che nell'edizione 2014 ha avuto come argomento di studio la probabilità (PALERMOSCIENZA, 2014; Grasso, 2014). La manifestazione, costruita attorno a tematiche annuali e organizzata dall'associazione PALERMOSCIENZA, ha come scopo la divulgazione del sapere scientifico attraverso una didattica laboratoriale. Ogni anno, durante la manifestazione, il Polididattico si trasforma in un luogo in cui, tra le altre attività, gli studenti di scuola o università diventano protagonisti e animatori di *exhibit* scientifici realizzati con la supervisione dei loro docenti. L'edizione del 2014 è stata visitata da circa 10.000 persone, in prevalenza studenti di 88 scuole del territorio (10 primarie, 28 medie e 50 superiori), ed ha visto la partecipazione, in qualità di espositori, di 34 scuole (5 primarie, 10 medie e 24 superiori). Tra gli invitati, ricordiamo la presenza del ricercatore Mario Tozzi, noto divulgatore scientifico, che ha parlato di “Benessere dell'Umanità, destino o caso?” e di Fulvia de Finetti, figlia del fondatore della probabilità soggettiva Bruno de Finetti, che ha ripercorso gli episodi più significativi della vita del padre (de Finetti and Nicotra, 2008).

Alcuni mesi prima della manifestazione, diversi docenti di scuola, di università ed alcuni ricercatori del

CNR, dell'INGV e dell'INAF si sono incontrati nel tentativo di trovare insieme dei modi semplici e interessanti per far comprendere agli studenti espositori come poter spiegare ai visitatori alcuni *problemi e paradossi* della teoria della probabilità (Székely, 1986; Grinstead and Snell, 2006). Per illustrare uno dei problemi di *de Méré* relativo al gioco dei dadi (Dall'Aglia, 2000) è stato chiesto a due studenti di recitare con abiti d'epoca un dialogo in cui il Cavalier de Méré, accanito giocatore d'azzardo, chiedeva al matematico-filosofo Blaise Pascal come mai, lanciando ventiquattro volte una coppia di dadi, scommettere per l'evento $E =$ “*si presenta almeno una volta il doppio sei*” fosse meno vantaggioso di scommettere per il suo contrario $E^c =$ “*non si presenta mai il doppio sei*”.

2 Ripartizione della posta

Un altro problema posto dal Cavalier de Méré a Pascal è il problema della suddivisione della posta in un gioco interrotto, cosiddetto *problema delle parti* o *problema dei punti* (David, 1962; Székely, 1986). Nel corso della manifestazione alcuni studenti hanno analizzato il problema nella formulazione seguente: *Due giocatori, diciamo Alice e Bob, mettono in palio un montepremi di sessantaquattro monete (trentadue monete ciascuno) e disputano una serie di lanci di una moneta. Ad ogni lancio, vince Alice, se esce testa, mentre vince Bob, se esce cro-*

ce. Vince la gara, aggiudicandosi l'intero montepremi, chi per primo raggiunge sei vittorie. Per qualche motivo il gioco viene interrotto quando ad Alice manca una vittoria per vincere la gara e a Bob ne mancano tre. Ci si chiede in che modo deve essere divisa la posta tra loro.

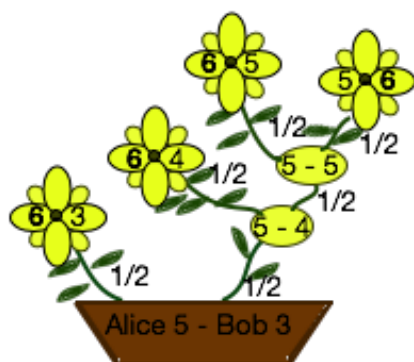


Figura 1: Possibili scenari nel problema della ripartizione della posta.

Per poter spiegare ai visitatori come dividere equamente la posta è stato chiesto agli studenti coinvolti di realizzare un cartellone con un diagramma, simile a quello in Figura 1, in cui vengono rappresentati i possibili scenari futuri della gara interrotta con le rispettive probabilità (si suppone che in ogni lancio i due giocatori abbiano la stessa probabilità di vincere e che le vittorie relative a lanci distinti siano tra loro stocasticamente indipendenti). Nel diagramma i fiori rappresentano i nodi terminali della gara e consentono di dedurre che se si fosse continuato a giocare, Bob avrebbe vinto la gara con probabilità $\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{8}$ e Alice con probabilità $1 - \frac{1}{8} = \frac{7}{8}$. Pertanto, gli studenti potevano motivare la seguente ripartizione del montepremi: 7 parti su 8, pari a 56 monete, per Alice e 1 parte su 8, pari a 8 monete, per Bob. Questa risoluzione del problema, che tiene conto del numero dei lanci rimanenti, avvenne nella famosa corrispondenza tra Blaise Pascal e Pierre Fermat (1654). Per tale motivo Pascal e Fermat vengono riconosciuti da molti come i fondatori del calcolo delle probabilità (Devlin, 2008). A tal proposito, come documentato in (Barra, 2005; Marchini, 2010), va ricordato che indagini di carattere storico (Toti Rigatelli, 1985; Franci, 2002) hanno riconosciuto la risoluzione del problema delle parti in alcuni trattati di studiosi anonimi italiani, rispettivamente, del XIV e del XV secolo e che quindi in entrambi i casi la soluzione degli studiosi italiani

è precedente alla risoluzione formulata da Pascal e Fermat.

Molto utili sono stati gli stand in cui le classiche macchine di Galton (quincunx), costruite interamente dagli studenti di alcune scuole, sono state utilizzate per giustificare ai visitatori l'approssimazione normale della distribuzione binomiale facendo osservare che, lasciando cadere dall'alto della macchina un numero elevato di palline, la distribuzione in basso delle palline cadute assumeva una forma (quasi) a campana. Alcuni visitatori spiegavano un tale risultato osservando, giustamente, che nella macchina di Galton il numero di percorsi distinti che conducono una pallina in una casella terminale è massimo se questa casella si trova al centro, mentre decresce man mano che la casella si allontana dal centro.

3 Monty Hall

Particolare attenzione è stata dedicata da alcuni espositori sia al problema di Monty Hall (Savant, 1990; Grinstead and Snell, 2006) che ad altri problemi simili. Questo problema, legato al gioco a premi americano *Let's Make a Deal*, prende il nome del conduttore dello show, Maurice Halprin, noto con lo pseudonimo di Monty Hall e suscitò un'accesa controversia sulla rivista "Parade" nel 1990. Un exhibit ha preferito proporre ai visitatori il problema Monty Hall con delle scatole contenente dei biglietti premio al posto delle ben note porte: *Al concorrente vengono mostrate tre scatole chiuse; dentro ad una si trova un biglietto premio con il quale si vince un'automobile, mentre ciascuna delle altre due nasconde un biglietto premio con il quale si riceve una capra. Il concorrente può scegliere a caso una delle tre scatole vincendo il premio in essa contenuto. Dopo che il concorrente ha selezionato una scatola senza aprirla, diciamo la scatola 1, il conduttore – che conosce ciò che si trova dentro ad ogni scatola – seleziona ed apre una delle altre due, diciamo la scatola 2, rivelando un biglietto con premio una capra. Quindi, il conduttore offre al concorrente la possibilità di cambiare la propria scelta iniziale, passando all'unica scatola restante, ovvero alla scatola 3. Cambiare la scatola 1 con la scatola 3 aumenta la probabilità che il concorrente possa vincere l'automobile?* (Savant, 1990). A tale domanda si potrebbe essere tentati di rispondere che risulta indifferente cambiare scatola sulla base del seguente ragionamento. Posto $A_j =$

“la scatola j contiene il biglietto con premio l'automobile”, $j = 1, 2, 3$, si considera A_2^c = “la scatola 2 non contiene il biglietto con premio l'automobile” come evento condizionante e di conseguenza si valutano equiprobabili le due possibilità rimaste, cioè $P(A_1 | A_2^c) = \frac{P(A_1)}{P(A_1 \vee A_3)} = \frac{1/3}{1/3+1/3} = 1/2$ e $P(A_3 | A_2^c) = 1/2$. Se l'evento A_2^c fosse l'evento condizionante corrispondente all'informazione acquisita, allora la valutazione precedente sarebbe corretta. In realtà, per aggiornare le probabilità¹ occorre considerare come evento condizionante corrispondente all'informazione acquisita l'evento I_2 = “il conduttore mostra che la scatola 2 non contiene il biglietto con premio l'automobile” e non l'evento A_2^c . Gli eventi A_2^c e I_2 non sono logicamente equivalenti; infatti, anche se I_2 vero implica A_2^c vero (e quindi $P(A_2 | I_2) = 0$), si ha che A_2^c vero non implica I_2 vero. Ad esempio, nel caso in cui il biglietto con premio l'automobile si trovasse dentro la scatola 1, si avrebbe che la scatola 2 non conterrebbe come premio l'automobile (A_2^c vero) e che il conduttore potrebbe decidere di mostrare il biglietto contenuto nella scatola 3, non mostrando quello contenuto nella scatola 2 (I_2 falso). Pertanto, per stabilire se conviene cambiare scatola occorre verificare se $P(A_3 | I_2) > P(A_1 | I_2)$. Gli eventi A_1, A_2, A_3 , formano una partizione dell'evento certo Ω , cioè uno e uno solo di essi si verifica, pertanto, utilizzando la formula di Bayes si ha

$$P(A_1 | I_2) = \frac{P(A_1 \wedge I_2)}{P(I_2)} = \frac{P(I_2 | A_1)P(A_1)}{P(I_2 | A_1)P(A_1) + P(I_2 | A_2)P(A_2) + P(I_2 | A_3)P(A_3)}.$$

Nell'ipotesi in cui il concorrente abbia scelto la scatola contenente il biglietto con premio l'automobile (evento A_1), supponiamo che il conduttore mostri il contenuto della scatola 2 con probabilità $p \in [0, 1]$, cioè $P(I_2 | A_1) = p$. Inoltre, poiché il conduttore conosce il contenuto delle scatole, si ha $P(I_2 | A_3) = 1$ e $P(I_2 | A_2) = 0$. Quindi $P(A_1 | I_2) = \frac{p \cdot \frac{1}{3}}{p \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3}} = \frac{p}{p+1}$ e $P(A_3 | I_2) = 1 - P(A_1 | I_2) - P(A_2 | I_2) = 1 - 0 - \frac{p}{p+1} = \frac{1}{p+1}$. Pertanto, poiché $P(A_3 | I_2) \geq P(A_1 | I_2)$, con l'uguaglianza solo per $p = 1$, si deduce che al concorrente conviene cambiare scatola, se $p < 1$, mentre

risulta indifferente, se $p = 1$. In particolare, se (come viene fatto normalmente) si suppone $p = \frac{1}{2}$ allora si ha $P(A_1 | I_2) = 1/3$ e $P(A_3 | I_2) = 2/3$. In tal caso si ha $P(A_1 | I_2) = P(A_1)$, cioè l'evento A_1 viene valutato stocasticamente indipendente da I_2 . La soluzione illustrata può essere facilmente estesa al caso in cui si hanno n scatole e il conduttore, che conosce il contenuto delle scatole, mostra al concorrente il contenuto di $n - 2$ scatole rimanenti che contengono un biglietto con premio una capra. A questo punto al concorrente viene proposto di cambiare la scatola scelta con l'unica scatola rimasta chiusa.

Un altro problema simile a Monty Hall, noto come *il paradosso delle tre carte*, è stato illustrato da un altro gruppo di studenti di scuola superiore. Vi sono tre carte, una è bianca su entrambi i lati, una è rossa su entrambi i lati e una è bianca da un lato e rossa dall'altro. Ogni carta è nascosta in una scatola. Il giocatore sceglie a caso una delle tre scatole, estrae la carta e la posa sul tavolo in modo che sia visibile un solo lato, diciamo il lato bianco, allora il conduttore propone al giocatore di voler scommettere che anche l'altro lato della carta sia dello stesso colore, cioè propone una scommessa in cui se entrambi i lati della carta sono dello stesso colore, allora vince il conduttore, se invece sono di colore diverso, allora vince il giocatore. Per stabilire se al giocatore conviene accettare la scommessa, confrontiamo la probabilità p_c di vincita del conduttore, ovvero la probabilità che i lati della carta estratta siano dello stesso colore supposto che il lato visibile della carta estratta sia bianco, con la probabilità p_g di vincita del giocatore, ovvero con la probabilità che i lati della carta estratta siano di colore diverso supposto che il lato visibile della carta estratta sia bianco. Siano B , R ed M , rispettivamente, gli eventi “la carta estratta è bianca su entrambi i lati”, “la carta estratta è rossa su entrambi i lati” e “la carta estratta è rossa da un lato e bianca dall'altro”. Indicando con I_B , l'evento “il lato visibile della carta estratta è bianco”, e osservando che gli eventi R ed I_B sono incompatibili, si ha: $p_c = P(B | I_B)$ e $p_g = P(M | I_B) = 1 - P(B | I_B)$. Applicando la formula di Bayes si ha $P(B | I_B) = \frac{P(I_B | B)P(B)}{P(I_B | B)P(B) + P(I_B | R)P(R) + P(I_B | M)P(M)} = \frac{(1 \cdot 1/3)}{(1 \cdot 1/3 + 0 \cdot 1/3 + 1/2 \cdot 1/3)} = 2/3$. Pertanto, essendo $p_c = \frac{2}{3} \geq \frac{1}{3} = p_g$, segue che al concorrente non conviene accettare la scommessa proposta dal conduttore. Anche in que-

¹ Vedi anche “Problema dei tre condannati” in (Scozzafava, 2001, p. 50-51).

sto gioco si può commettere l'errore di considerare come condizionante nella valutazione di p_c un evento implicato (ma diverso) da I_B . Ad esempio, se nella valutazione di p_c si sostituisce I_B con l'evento $B \vee M$ ("la carta estratta è bianca su entrambi i lati o è rossa da un lato e bianca dall'altro"), si avrebbe $P(B|B \vee M) = \frac{P(B)}{P(B)+P(M)} = \frac{1}{2}$ e quindi si valuterrebbe come equa una scommessa che invece non lo è.

4 Perdere è facile

Particolare attenzione è stata dedicata anche ai giochi d'azzardo. Un poster interessante, realizzato dagli studenti del corso di laurea in Matematica di Palermo, illustrava le probabilità relative ad una particolare lotteria istantanea della cosiddetta categoria "Gratta e Vinci". Per la realizzazione del poster si è preso spunto da un video dal titolo "Fate il nostro gioco" (Rizzuto et al., 2013) prodotto da un'iniziativa nata in Piemonte per sensibilizzare i giovani e sconfiggere il gioco d'azzardo patologico. La lotteria considerata è quella denominata "Nuovo Miliardario". In tale lotteria (Magistro, 2013):

- il prezzo di ciascun biglietto è di €5,00;
- il primo lotto di biglietti è stato fissato nel numero complessivo di 142.560.000 ;
- la massa premi corrispondente al quantitativo di 142.560.000 biglietti ammonta a €513.418.500,00;
- la struttura dei premi è illustrata in Tabella 1.

Supponendo di acquistare il primo biglietto della lotteria (o di non conoscere i risultati di eventuali altri biglietti acquistati) e che tale biglietto sia stato scelto a caso tra i biglietti messi disponibili, si ha che:

- il valore atteso della vincita aleatoria è pari a €3,60 (a fronte di un costo del biglietto di €5,00);
- la probabilità p_0 di una vincita nulla è pari a $p_0 = 83.466.423/142.560.000$ (circa 58,55%);
- la probabilità p_+ di vincere un premio superiore al costo del biglietto è $p_+ = 16.325.577/142.560.000$ (circa 11,45%);

Importo dei premi in euro	Numero premi nel lotto	N. Premi/Totale Biglietti
0	83.466.423	58,548277%
5	42.768.000	30,000000%
10	11.790.900	8,270833%
15	1.425.600	1,000000%
20	1.544.400	1,083333%
25	392.040	0,275000%
50	733.590	0,514583%
100	403.920	0,283333%
500	26.730	0,018750%
1.000	8.100	0,005682%
10.000	216	0,000152%
100.000	54	0,000038%
500.000	27	0,000019%

Tabella 1: Tabella 1: Struttura premi in un lotto di 142.560.000 biglietti del gioco "Nuovo Miliardario"

- la probabilità p_M di vincere uno dei 27 premi massimi di 500 mila euro è $p_M = 27/142.560.000$ (circa 0,000019%).

Per avere un ordine di grandezza di quest'ultimo valore di probabilità proviamo a fattorizzarlo nel prodotto di sei probabilità relative ad eventi valutati stocasticamente indipendenti. Consideriamo, rivolgendoci ad un giocatore, i seguenti eventi e le rispettive probabilità:

1. E_1 ="ottiene un tre non di spade estraendo a caso una carta da un mazzo di 40 carte napoletane", $P(E_1) = 3/40$;
2. E_2 ="ottiene testa nel lancio di una moneta", $P(E_2) = 1/2$;
3. E_3 ="ottiene 4 come somma dei due risultati nel lancio di due dadi", $P(E_3) = 1/12$;
4. E_4 ="il primo numero estratto, giocando a tombola, coincide con il tuo giorno di nascita", $P(E_4) = 1/90$;
5. E_5 ="ottiene una figura estraendo a caso una carta da un mazzo di 40 carte siciliane", $P(E_5) = 12/40 = 3/10$;
6. E_6 ="il primo numero estratto in una fissata estrazione della lotteria Grandlotto delle Filip-

pine (numeri da 1 a 55) coincide con il numero 10", $P(E_6) = 1/55$;

Se gli eventi $E_1, E_2, \dots, E_6$ sono valutati stocasticamente indipendenti si ha $P(E_1 \wedge \dots \wedge E_6) = P(E_1) \dots P(E_6) = 27/142.560.000 = p_M$. Cioè, la probabilità p_M di vincere uno dei premi massimi nella lotteria "Nuovo Miliardario" coincide con il valore di probabilità che (di norma) si attribuisce al verificarsi *congiuntamente* di tutti e sei gli eventi $E_1, E_2, \dots, E_6$.

Un'ultima analisi riguarda il calcolo del *guadagno relativo atteso del giocatore*. Ricordando che il costo del biglietto è di €5,00 e che il valore atteso della vincita aleatoria è di €3,60 si ha che la vincita relativa attesa del giocatore (rendimento atteso) è pari a $v = \frac{3,60}{5,00} = 0,72$, ovvero il guadagno relativo atteso g_r del giocatore è $g_r = \frac{3,60-5,00}{5,00} = v - 1 = -0,28$. In altri termini, *acquistando il primo biglietto della lotteria si prevede di perdere 28 centesimi per ogni euro pagato*. A tal proposito è opportuno un confronto con il guadagno relativo atteso in qualche altro gioco classico. Ad esempio, ricordiamo che giocando al rosso/nero nella roulette francese (quella con i numeri da 0 a 36, in cui lo zero è verde) si riceve, in caso di vincita, il doppio di quanto pagato. Pertanto, giocando al rosso/nero il rendimento atteso del giocatore è $v' = \frac{18}{37} \cdot 2 \simeq 0,973$, ovvero il guadagno relativo atteso del giocatore è $g'_r = v' - 1 \simeq -0,027$. In tal caso, il giocatore prevede di perdere soltanto 0,27 centesimi (circa) per ogni euro pagato (Dall'Aglio, 1996).

5 Conclusione

Nel corso della manifestazione si è potuto constatare che molti visitatori non avevano affatto idea di quali fossero le probabilità e i guadagni nelle lotterie e sono rimasti profondamente colpiti dalle precedenti considerazioni. Ovviamente uno studio simile si può estendere a tutte le lotterie "Gratta e Vinci" (e non solo) attualmente attive in Italia e i risultati potrebbe essere analizzati in qualche progetto futuro dedicato al "gioco responsabile". Per concludere, ricordiamo che in (Conte et al., 2014; Giambalvo, 2014) è possibile trovare una descrizione più dettagliata della manifestazione e che nello stesso numero della rivista *Induzioni* (Mignani (Dir.), 2014) alcuni insegnanti e organizzatori hanno illustrato in che modo gli espositori hanno analizzato, raccontato e spiegato i diversi problemi di probabilità ... e

considerato che *la probabilità non esiste* (de Finetti, 1974) ne hanno considerato sicuramente tanti.

Riferimenti bibliografici

- M. Barra. La probabilità è nata in Italia. *Induzioni*, 31: 21–47, 2005.
- A. Conte, and V. Greco. Certo... è probabile: quando la scienza lascia un Segno. *Induzioni*, 49:39–44, 2014.
- G. Dall'Aglio. Che cosa dice il calcolo delle probabilità. In & P. Monari D. Costantini, editor, *Probabilità e giochi d'azzardo: perchè il banco non perde mai*, pages 102–128. 1996.
- G. Dall'Aglio. *Calcolo delle Probabilità*. Zanichelli, 2000.
- F.N. David. *Games, Gods and Gambling: The Origins and History of Probability and Statistical Ideas from the Earliest Times to the Newtonian Era*. Charles Griffin Co, London, 1962.
- B. de Finetti. *Theory of Probability vol.1*. Wiley, New York, 1974.
- F. de Finetti and L. Nicotra. *Bruno de Finetti, un matematico scomodo*. Belforte, Livorno, 2008.
- K. Devlin. *La lettera di Pascal*. Storia dell'equazione che ha fondato la teoria della probabilità. Rizzoli, 2008.
- R. Franci. Una soluzione esatta del problema delle parti in un manoscritto della prima metà del Quattrocento. *Bollettino di storia delle scienze matematiche XXII/2*, pages 253–266, 2002.
- M. Gardner. *Mathematical Games*. Scientific American, 1959.
- O. Giambalvo. L'insegnamento della probabilità a scuola: l'esperienza di Esperienza InSegna. *Induzioni*, 49: 35–38, 2014.
- P. Grasso. "Esperienza inSegna", ecco come si articola. "Tratto da Younipa, 2014. URL <http://www.younipa.it/2014/02/19/esperienza-insegna-ecco-come-si-articola/12053/>.
- C. M. Grinstead and J. L. Snell. *Grinstead and Snell's Introduction to Probability*. 2006. URL <http://www.math.dartmouth.edu/~prob/prob/prob.pdf>.
- L. Magistro. *Tratto da Agenzia delle Dogane e dei Monopoli*. 2013. URL http://www.agenziadoganemonopoli.gov.it/wps/wcm/connect/Internet/ed/Monopoli/Giochi/Lotterie/Lotterie_istantanee/lot_list_attive/LI+Nuovo+Miliardario.

C. Marchini. *Appunti di Matematiche Complementari I*. 2010. URL http://www.unipr.it/arpa/urdidmat/MC10_11/.

S. Mignani (Dir.). *Induzioni*, 49, 2014.

PALERMOSCIENZA. Esperienza insegna. 2014. URL <http://www.palermoscienza.it/esperienza-insegna-2014>.

D. Rizzuto, P. Canova, and D. Migliardi. La matematica spiega la logica dei Gratta&vinci. 2013. URL <http://www.lastampa.it/2013/01/28/multimedia/cronaca/gratta-vinci-le-probabilita-di-vincita-reali-EX0iGshVFfSuL100qSGmbN/pagina.html>.

M. Savant. Game show problem. *Parade Magazine*, September 9, 1990. URL <http://marilynvossavant.com/game-show-problem/>.

R. Scozzafava. *Incertezza e Probabilità*. Zanichelli, 2001.

G. Székely. *Paradoxes in probability theory and mathematical statistics*. Amsterdam: East European Series, D. Reidel, 1986.

L. Toti Rigatelli. Il “problema delle parti” in manoscritti del XIV e XV secolo. In M. Folkerts and U. Lindgren, editors, *Mathemata*, pages 229–236. Franz Steiner Verlag, Stuttgart, 1985.

Wikipedia. URL https://en.wikipedia.org/wiki/Monty_Hall_problem.
