

anno V n. 1-2-3

Messaggio del presidente della SIS

Direttore Responsabile
Daniela Cocchi

Direttore Scientifico
Marcello Chioldi

Co-direttori
Enrico Del Colle
Alessandra Righi

Segreteria di Redazione
Antonella Plaia
Dipartimento di Scienze
Statistiche e Matematiche "S.
Vianelli"
Università degli Studi di Palermo
Viale delle Scienze ed. 13 –
90128 Palermo
e-mail: plaia@unipa.it

on-line dal 3 marzo 2008

Reg. Trib. Di Roma n° 504/2002
2/9/02

Dopo una pausa dovuta alla predisposizione degli aspetti informatici, riprende la pubblicazione di Statistica&Società nella nuova versione telematica.

La Società Italiana di Statistica continua con questa rivista la proposta di temi consoni alla divulgazione: Statistica&Società è uno strumento di diffusione della cultura statistica con articoli di respiro ampio e con cadenza quadrimestrale. Con la diffusione telematica confidiamo di raggiungere un numero di lettori esterni alla SIS maggiore di quanto non sia avvenuto finora. La nostra sfida è uscire dalla nostra società e rivolgerci a un pubblico più ampio, seguendo le linee guida tracciate con la precedente direzione di Luigi D'Ambra, cui va il ringraziamento mio e di tutto il Consiglio Direttivo per la tenacia e la dedizione con cui ha portato avanti questo progetto editoriale nel primo quadriennio. Il nuovo Direttore Scientifico, Marcello Chioldi, coadiuvato da Antonella Plaia, inizia con entusiasmo il secondo quadriennio della rivista con la nuova impostazione.

Daniela Cocchi

In questo numero

Caterina Arcidiacono, Elisabetta Caianiello

Nuovi stili di consumo alcolico negli adolescenti italiani: allarme sociale al Nord e fenomeno invisibile al Sud2

Massimo Mucciardi, Pietro Bertucelli

Le tipologie di software nell'analisi statistica spaziale 10

Alessandro Rinaldi

Il valore aggiunto manifatturiero secondo la dimensione e la localizzazione provinciale 16

Raffaele Cioffi

Differenze di genere dell'adattamento italiano della CDS24

Nuovi stili di consumo alcolico negli adolescenti italiani: allarme sociale al Nord e fenomeno invisibile al Sud

Caterina Arcidiacono, Elisabetta Caianiello

Dipartimento di Scienze Relazionali “G.Iacono”
Università degli Studi di Napoli Federico II
caterina.arcidiacono@unina.it; ecaianie@unina.it

Sommario

Il presente lavoro è rivolto ad indagare gli elementi che caratterizzano le nuove consuetudini del bere giovanile. L'ISTAT e l'ISFOL hanno rilevato che la diffusione dei consumi di alcol mostra un incremento significativo tra i giovani. Inoltre, il *binge drinking* (bere per ubriacarsi), è risultato un comportamento diffuso fra gli adolescenti che fanno uso di alcolici solo nel fine settimana, anche con lo scopo di abbandonarsi più facilmente a condotte rischiose.

1 Introduzione

Le bevande alcoliche, da sempre nella cultura occidentale associate alla sfera della celebrazione conviviale e comunitaria, trovano echi negativi nel suo abuso, cioè nel cedimento di fronte al potere che la sostanza può avere sull'individuo. La V indagine sugli *Italiani e l'alcol, consumi, atteggiamenti tendenze* (Osservatorio permanente sui giovani e l'alcol, 2006) propone, per la prima volta, all'attenzione pubblica un'immagine articolata del consumo di alcol tra i giovani.

L'80,4% degli Italiani che hanno più di 12 anni (quasi 41 milioni, su un totale di 50,8 milioni di adulti e giovani di 13 anni ed oltre) beve alcolici almeno una volta in tre mesi. Rispetto al 2000, all'interno del rapporto, si osserva una quota crescente di consumatori (almeno occasionali) fra i giovani di 15-24 anni (76-77% dei giovani, sia nel 1997 che nel 2000 e 81% nel 2005), un aumento più accentuato dei consumatori fra gli adulti di 25-34 anni (da 80% a 88%) ed aumenti più contenuti (o stabilità) nelle altre classi di età: da 80% a 87% fra 35 e 54 anni e da 73% a 75% dopo i 54 anni.

Inoltre, emerge un primato inquietante dell'Italia: quello del primo bicchiere consumato a 11-12 anni, l'età più bassa dell'Ue, dove la media si aggira sui 14 anni e mezzo.

Durante l'adolescenza, il giovane progredisce in una conoscenza del rapporto con la sostanza alcol in cui, alle prime occasioni di consumo

autonomamente deliberato (indirizzato di preferenza verso la birra ma non immune ai superalcolici), corrisponde frequentemente un evento di perdita di controllo. A questa fase, rapida e scevra di problemi per molti, ma che per alcuni evolve verso un'area grigia di comportamenti incerti e per altri ancora verso varie forme di abuso, segue di norma un percorso di maturazione fisiologica del consumo che aumenta (fino all'età soglia dei 34 anni) per poi stabilizzarsi e diminuire.

Il 10% dei giovani di 13-24 anni dichiara di aver avuto, negli ultimi tre mesi, esperienze di *binge drinking*, cioè esperienze di forti consumi di alcolici concentrati in tempi brevi, fuori dai pasti (almeno 5 bicchieri concentrati in due ore). L'abitudine di consumare eccessive quantità (convenzionalmente 4 o più bicchieri di bevande alcoliche) in una sola occasione, come ad esempio durante una stessa serata o una festa, è più diffusa tra i maschi (15%) che tra le ragazze (6%) e per il 5% si tratta di un'esperienza ripetuta almeno 3 volte nell'ultimo mese. Già nel 2002, gli studi dell'Istituto Superiore di Sanità (Scafato, Massari, 2002) mettevano in evidenza che fra gli under 16, ben 723.000 subiscono il fascino della bottiglia. Questa impennata dei consumi, secondo alcuni esperti, sarebbe la conseguenza di una strategia ben studiata dai produttori, che proprio di recente hanno immesso nel mercato una quantità innumerevole di nuovi “prodotti”, come gli alcolpop, cocktail generalmente a base di limonata o succo di frutta e di alcol.

2 Allarme sociale sul *binge drinking*

Il bere per ubriacarsi si sta estendendo a fasce sempre più ampie di popolazione e non esclusivamente adolescenziali. A lanciare l'allarme è stata nel 2005 l'indagine Istat Multiscopo (ISTAT, 2005).

Il comportamento *binge drinking*, diffuso prevalentemente nei Paesi del Nord Europa, si sta radicando tra i giovani anche in Italia e nei Paesi dell'Europa mediterranea, fa notare la ricerca. L'8,4% della popolazione di 11 anni e più ha dichiarato di aver consumato alcol in eccesso in una sola occasione almeno una volta negli ultimi 12 mesi. La quota è in aumento rispetto a quanto rilevato alla fine del 2003 (7,1%), anno in cui l'Istat ha rilevato per la prima volta il fenomeno. In questa ricerca risulta che il *binge drinking* è un'abitudine più diffusa nell'Italia settentrionale (10,8% Nord-est e 8,7% Nord-ovest) dove nell'area nord-occidentale si verifica con forza (11%) anche nella popolazione di 11 anni.

Più in generale, l'andamento per età è fortemente asimmetrico con un picco nella fascia 20-24 anni (15,7%) e notevoli differenze di genere (25,5% dei maschi e 6% delle femmine). Tra i minori dichiarano di essersi ubriacati almeno una volta nell'anno il 4,6% dei ragazzi (5,9% dei maschi e 3,3% delle femmine); tra i 18-19 anni la quota raggiunge il 14,6% (19,6% dei maschi e 9,1% delle femmine). Dopo i 25 anni il fenomeno ha poi un andamento gradualmente discendente con l'età, permanendo forti differenze di genere. Bisogna però ricordare che i minorenni sono più a rischio, in quanto spesso non ancora in grado di metabolizzare l'alcol.

L'assunzione di droga e altri comportamenti a rischio si trovano più frequentemente associati con questo stile di bere. Sebbene la distinzione tra assunzione finalizzata alla socializzazione e per ubriacarsi abbia un senso, la prima forma non è esente da problemi, infatti, questi giovani consumano forti quantità d'alcol e si ubriacano regolarmente (Nizzoli, Colli, 2004). Di fatti, l'uso di alcolici si è trasformato in una moda ed è sempre più vissuto come "un cerimoniale di gruppo", consumato tra giovani che vogliono apparire per nulla intimiditi da tali eccessi, e tra questi, le ragazze non sono escluse né si escludono, divenendo sempre più parte integrante del rituale; una cultura del bere che non fa differenze tra i due sessi, che vengono omologati nella unicità del gruppo, nella comitiva con cui si esce, nella cerchia

di amici su cui contare.

Alcuni giovani soffrono molto per le conseguenze del loro bere, ma sono gli stessi che si considerano meno a rischio rispetto al passato, avendo diversificato il consumo, concentrato in giorni specifici (fine-settimana). Una larga maggioranza di loro sperimenta intossicazioni di breve durata, ma il giovane considera più rischioso solo l'uso cronico di notevoli quantità di alcol, tenendo in considerazione solo malattie e conseguenze fisiche causate da un abuso di alcol a lungo termine. Invece, conseguenze relative a problematiche psicologiche o sociali non sono prese in considerazione e perciò sottostimate. Questa visione che inverte la prevalenza delle problematiche, mettendo al primo posto quelle fisiche e successivamente quelle psicologiche e sociali, è estremamente ingannevole, giacché sono proprio quest'ultime ad essere specifiche della condizione giovanile e in realtà più frequenti (Nizzoli, Colli, 2004).

Risulta in aumento anche il consumo di alcolici fuori pasto: l'indagine Istat, riferendosi dal 1998 al 2000, rileva che è aumentata la quota di persone che consuma almeno settimanalmente alcolici fuori pasto (da 5,1% nel 1998 a 6,9% nel 2000 per la popolazione di 14 anni e più). Il fenomeno si è stabilizzato dal 2001 in poi, attestandosi a circa 7%. Nel 2005 tra le persone di 11 e anni e più il 6,8% ha dichiarato di bere alcolici fuori pasto almeno una volta a settimana. Sono più gli uomini delle donne a farlo (11,6% contro 2,3%) e in particolare i giovani: una quota rilevante di persone che consumano con cadenza almeno settimanale si registra già a 18-19 anni (13,2% dei maschi e 7,4% delle femmine) e raggiunge il massimo tra 20 e 24 anni (15,2%), con forti differenze di genere (21,4% dei maschi e 9% delle femmine). Nella fascia di età successiva (25-29 anni) la quota si mantiene elevata (19,9% maschi contro 4,9% femmine), decrescendo con l'aumentare dell'età. Tra le donne, a parità di età, sono soprattutto le laureate (4,4%) a bere alcolici fuori dai pasti, mentre tra gli uomini sono principalmente gli adulti e gli anziani meno istruiti. L'abitudine a bere alcolici fuori pasto è più diffusa nell'Italia Nord-orientale (10,5%), in Friuli Venezia Giulia (13,6%), Trentino Alto Adige (13,4%) e Veneto (12,1%). La quota inoltre è più elevata tra quanti vivono nei piccoli comuni (10,2% nei comuni fino a 2 mila abitanti).

3 L'uso e abuso di alcolici: confronto tra gli adolescenti europei

In Europa, le patologie correlate all'abuso di alcol sono considerate tra le principali cause di morte per gli adulti, e gli effetti dell'uso eccessivo di alcolici a breve termine sono molto più visibili e rilevanti rispetto a quelli di altre sostanze diffuse come, ad esempio, il fumo (Hidalgo, Gado, Hernandez (2000)).

L'utilizzo di alcolici ha una forte connotazione culturale: gli stili di utilizzo, infatti, si differenziano in modo molto marcato nelle diverse aree geografiche-culturali e trovano una loro collocazione all'interno degli usi e costumi delle diverse popolazioni. Tali differenze hanno favorito una specifica suddivisione degli Stati europei: sono state distinte aree "bagnate" da aree "asciutte" (Room, Makela, 2000). Le aree "bagnate", corrispondenti alle zone mediterranee (Italia, Francia, Grecia, Spagna), hanno sia una nota tradizione nella produzione di vini, sia frequente utilizzo degli stessi.

Nell'area mediterranea l'alcol (in particolare il vino, considerato come un "alcolico buono") fa parte della quotidianità e risulta presente durante i pasti. Esso appare quindi facilmente raggiungibile anche per i soggetti più giovani, poiché è disponibile in casa ed al supermercato e le restrizioni legislative nei suoi confronti sono poche e poco osservate.

A parte queste due aree principali, possono essere individuate altre tre zone, rappresentate dall'Europa centrale (Germania, Austria, Belgio, Olanda), dall'area slava (ex-Jugoslavia) e da quella orientale (Est Europa). La prima si lega ad una tradizione di produzione e di elevato consumo di birra mentre, nell'area orientale, si affianca alla birra anche il consumo di superalcolici. Solitamente queste tre aree sono considerate in modo intermedio rispetto alle aree "bagnate" ed "asciutte", soprattutto per quanto riguarda la frequenza di abuso.

Le ricerche che indagano i fattori correlati ad un maggior utilizzo di alcolici da parte dei giovani sembrano considerare come rilevanti fattori comuni indipendentemente dalle diverse realtà culturali (Bonino et al., 2001). Da tali analisi appare chiaro che l'alcol in adolescenza funge da "preparatore" di eventi importanti, facilita le relazioni con i pari ed il fronteggiamento di difficoltà e stress. Tra gli esperti vi è accordo nel ritenere che la messa in atto di questo comportamento a rischio in età precoce sia il miglior predittore di una continua-

zione di uso e di abuso in età successive e che l'uso di alcol, soprattutto di birra e superalcolici, sia una sostanza *gateway* o cancello, in grado quindi di avviare una progressione nell'utilizzo di altre sostanze psicoattive (Kandel, Davies, 1996).

La ricerca trans-nazionale *Health Behavior in School Aged Children (HBSC)* (Aaro et al., 1986) si è sviluppata allo scopo di monitorare i comportamenti legati alla salute degli adolescenti. Quest'indagine è nata per approfondire e accrescere le conoscenze circa i comportamenti e i contesti di vita e ha l'intento di migliorare i sistemi nazionali di informazione sulla salute e di fornire dati per contribuire a orientare scelte di politica socio-sanitaria (Santinello et al., 2002).

Il campione globale è composto da 46.417 giovani di seconda superiore (o classe parificata) con un'età media di circa 15 anni e provenienti da 29 nazioni europee, successivamente suddivise in 6 aree geografiche culturali (scandinava, germanica, mediterranea, orientale, slava, anglofona). Inoltre, risulta essere equamente distribuito per maschi (47%) e femmine (53%).

Dai risultati emerge che l'abuso di alcolici tra i quindicenni appare un fenomeno presente in tutte le aree europee, ma risulta essere meno frequente nelle aree meridionali e slave, soprattutto rispetto a quelle anglofone e scandinave, dove il problema appare più evidente. L'area nordica si caratterizza, quindi, come quella che ha un maggior utilizzo di birra, vino e superalcolici ed una maggior frequenza di ubriacature, mentre la situazione opposta si evidenzia per l'area slava e mediterranea.

Tra i giovani delle zone mediterranee e slave, dunque, il consumo di alcolici non appare così diffuso come in età successive (Dallago, Santinello, 2006). Dalla ricerca il consumo quotidiano appare, invece, molto basso (circa 2-3%), indipendentemente dall'area culturale di residenza. L'abitudine a sorseggiare vino durante i pasti potrebbe quindi essere considerata una caratteristica tipica delle aree "bagnate" solo in età successive, e non contraddistinguere l'età adolescenziale. La tradizionale distinzione tra territori "asciutti" e "bagnati" può essere confermata solo considerando il fenomeno dell'abuso e non quello dell'uso. Inoltre, è possibile individuare nei giovani stili di consumo diversi nelle due realtà.

Tra i giovani, l'uso di alcolici, indipendentemente dall'area culturale di appartenenza, è presente prevalentemente in contesti amicali e di uscita

dall'ambiente familiare, così come il rischio di abuso appare maggiore in contesti in cui l'uso di alcolici non ha una valenza quotidiana e viene connotato negativamente. Le aree nordiche, soprattutto quelle anglofone, appaiono quindi quelle a maggior rischio, mentre in quelle mediterranee il problema è meno pressante.

Ciò porta a riflettere sul ruolo che possono avere le politiche sociali e di prevenzione; in realtà così differenti ed in cui l'entità del problema risulta così disparata, le scelte e le azioni devono essere ideate basandosi su un'adeguata conoscenza del contesto che si vuole modificare.

4 Differenze di stili di consumo tra nord e sud d'Italia

L'Osservatorio Permanente sui Giovani e l'Alcol ha promosso in questi anni ricerche in un'ottica di integrazione interdisciplinare finalizzata a una visione globale del fenomeno. Partendo da un approccio bio-psico-sociale delle problematiche correlate con l'alcol, l'Osservatorio ha voluto integrare ed allargare la dimensione sanitaria del problema approfondendo, all'interno del pianeta alcol, gli aspetti psicosociali ed antropologico culturali dei comportamenti individuali e collettivi, nonché gli aspetti economici e politico legislativi. Una scelta che ha consentito di collocare l'Osservatorio all'interno di quella 'alcolologia sociale' che, specie a livello europeo, trova sempre più consensi e considerazione, in quanto indispensabile per identificare strategie di prevenzione efficaci e culturalmente adeguate.

4.1 La prevenzione del consumo al Nord

Dagli ultimi dati, emergono sostanziali differenze tra il Nord e il Sud, non tanto rispetto il consumo alcolico, ma quanto per le iniziative di intervento e prevenzione messe in atto.

Alcune regioni settentrionali, sembrano aver aderito perfettamente a queste nuove prospettive di intervento rivolte ad un target giovanile. Probabilmente la ragione di tale cambiamento deriva dalla pressione del fenomeno, sempre più marcato nelle province settentrionali.

All'interno del progetto *Happy Hour*, per esempio, 1002 ragazzi del territorio della provincia grossetana hanno compilato questionari rivolti a capire abitudini, atteggiamenti, comportamenti, conoscenze e percezione dei rischi associati all'uso di sostanze alcolologiche.

Dai dati risulta che ha sperimentato l'alcol l'80,7%

delle femmine e l'81,4% dei maschi, e l'età della prima esperienza alcolica si concentra intorno ai 17-18 anni (81% circa dei casi), anche se un buon 55,6% ha la prima esperienza intorno ai 13 anni e il 33,8% intorno agli 11. Rispetto al dato nazionale, che vede la percentuale di bevitori maschi al 54,8% e quella delle femmine al 44,3% (ISTAT (2005), Scafato et al., 2004, 2007), quello della provincia di Grosseto vede una netta prevalenza della percentuale di femmine bevitrici: i maschi bevitori risultano il 47,2%, le femmine il 57,5%. Il consumo medio di alcol, comunque, è superiore nei maschi (18,7%) che nelle femmine (6,9%). Il questionario ha cercato soprattutto di indagare le conoscenze relative all'alcol. Il 94% circa dei ragazzi intervistati ritiene che tutte le bevande alcoliche (amari, aperitivi, birra, digestivi, vino e superalcolici) contengano la stessa quantità d'alcol, circa il 30% che l'alcol sia uno stimolante, il 90% sa che guidare dopo aver bevuto a pranzo o a cena 4 bicchieri di birra o vino o super alcolici è pericoloso, ma il 92% crede anche chi beve molto dimostra di avere una forte personalità; per il 70% l'alcol è una droga, il 24,5% si ubriaca una volta all'anno, il 9,8% una volta al mese ed il 5,2% una volta alla settimana.

Anche nella regione Veneto, un'indagine effettuata dall'osservatorio regionale ha messo in luce che l'uso di alcol in età giovanile è purtroppo rilevante: il 51,5 % dei giovani assume regolarmente alcol e circa il 41% di loro si ubriaca regolarmente almeno una o due volte al mese. Inoltre nei giovani, diversamente dagli adulti, il problema, in circa l'80% dei casi, è, correlato a una contestuale assunzione di droghe come la cocaina, le anfetamine, l'ecstasy, la cannabis. Ma non è solo emergenza dal punto di vista del pericolo dipendenza: c'è sempre da considerare un altro rischio, quello dei ragazzi che in stato di ebbrezza si mettono alla guida della propria auto. Il Veneto è la seconda regione, dopo la Lombardia, con la più alta percentuale di incidenti per guida in stato di ebbrezza e rappresenta il 17% degli incidenti in Italia; il 35% dei conducenti veneti responsabili di incidenti legati all'uso di alcol ha un'età fra i 18 e i 30 anni e il 40 % dei feriti in tali incidenti ha un'età fra i 18 e i 30 anni. Da qui l'iniziativa veronese che vuole provare a parlare ai giovani con il linguaggio che più è congeniale: il cinema. La Provincia veronese ha, infatti, realizzato un vero e proprio film sull'alcolismo e i giovani, con un linguaggio mediatico efficace e moderno, quale strumento per aumentare la sensibilizzazione dei giovani al problema.

“Chi non guida alcolizzato la prossima volta entra gratis”. È lo slogan della campagna *Guidatore Designato*, promossa dalla Provincia di Brescia, che ha avviato un progetto di sensibilizzazione rivolto ai giovani, già sperimentato in altre zone d'Italia. L'obiettivo della campagna è scoraggiare i ragazzi che nei week-end frequentano le discoteche a mettersi alla guida dopo aver bevuto alcolici. Un comportamento rischioso e diffuso, causa di molte vittime lungo le strade. Nel 2005, nella provincia di Brescia, sono morte 143 persone per incidenti stradali. Con questa campagna si vuole invitare un giovane, in un gruppo di almeno tre persone, a candidarsi “guidatore sobrio” per il viaggio di rientro dalla discoteca. L'iniziativa ha l'obiettivo di promuovere fra i giovani l'abitudine, già diffusa in altri paesi europei, di individuare a rotazione chi in una compagnia si “sacrifica” a non bere alcol per guidare al rientro della serata.

Anche nella regione Liguria, gli eccessi nell'uso di sostanze alcoliche tra la popolazione giovanile sono stati confermati dallo Studio Passi (Progressi nella Aziende Sanitarie per la salute in Italia) sullo stato di salute dei liguri nel 2005, promosso dalla Regione. Dal rapporto si evidenzia che il 22% delle persone intervistate dagli operatori sanitari “può essere ritenuto un consumatore a rischio (fuoripasto e/o forte bevitore e/o “binge”) e l'8% è considerato un bevitore *binge*, ha bevuto cioè nell'ultimo mese almeno una volta 4 o più unità di bevande alcoliche in una sola occasione”, con punte del 14% nella fascia di età 18-24 anni, in netta maggioranza uomini. I dati appaiono ancora più allarmanti se confrontati con la media nazionale, più bassa di quella regionale. Lo Studio Passi ha evidenziato il ruolo fondamentale degli operatori sanitari nella prevenzione. Per questo motivo, operatori sanitari, in collaborazione con i servizi sociali e i gestori delle discoteche sono stati presenti con un camper tutti i fine settimana di luglio e agosto davanti a La Valletta, noto locale della riviera ligure che durante l'estate si riempie di giovani cittadini e turisti. Con il supporto degli educatori, hanno informato i giovani sui rischi dell'alcol, dando consigli e facendo interviste conoscitive prima e dopo la serata in pista. “Divertimento all'insegna del buon senso” è il messaggio dato dagli operatori sanitari e dai gestori, questi ultimi i primi a lanciare l'allarme sull'abuso di alcol nella riviera ligure.

4.2 *Il consumo invisibile al Sud*

La regione Campania è caratterizzata da un numero superiore di non consumatori di alcolici rispetto alla

media nazionale. I non consumatori tendono ad essere più numerosi rispetto alla media nazionale anche fra gli intervistati campani di condizione socioeconomica superiore e media così come fra gli abitanti dei capoluoghi di provincia (ISFOL, 2007). Forse, questa è la ragione per cui non sono state ancora realizzate numerose ricerche di ampia portata, così come in altre regioni settentrionali.

In Campania, una ricerca conoscitiva dei nuovi stili di consumo dei giovani napoletani promossa dal Dipartimento di Scienze Relazionali dell'Università degli Studi di Napoli Federico II (Caianiello, 2005) sembra fornire dati paragonabili a quelli delle regioni del centro e del Nord. Lo strumento prescelto è stato un questionario self-report costituito ad hoc, avente lo scopo di esplorare: il tempo libero dei giovani intervistati, le occasioni principali del bere, i processi di socializzazione all'alcol; i valori, gli atteggiamenti e i significati del consumo, il ruolo e la funzione dell'istituzione scolastica; la conoscenza e l'opinione sulle normative riguardanti l'alcol, somiglianze tra alcol e droghe, l'alcol e la guida.

Tra 448 studenti di scuola media superiore del Comune di Napoli, rispettivamente maschi e femmine di 14-16 anni e 17-21 anni, frequentanti la II e V classe di diverse tipologie di scuola (licei ed istituti tecnici professionali), il 92% ha dichiarato di bere abitualmente quando esce contro l'8% che non beve mai.

In relazione ai luoghi e ai tempi: il 58,5%, dice di bere soprattutto durante le vacanze estive (forse perché uscendo tutte le sere hanno più occasioni di consumare alcol). Un ampio numero (56%) beve durante il week-end, il 35% in occasione di festività e il rimanente 9% nei giorni feriali. Il più ampio consumo (58,3%) si ha in discoteca (58%), nei pub, in pizzeria ed in luoghi simili (57%). Ugualmente diffuso è l'aperitivo nei bar (40%), ma non manca il bere a casa propria (38,4%). Questo fa pensare che i giovani sono più portati a bere in occasioni d'incontro in cui manca il controllo parentale. Per quanto riguarda le preferenze del bere: il 28,6% preferisce consumare cocktail (long drink, alcolpop), il 28,1% consuma, nell'arco di un'uscita, due o più bevande alcoliche differenti, per esempio prima la birra e poi un superalcolico, il 20,9% preferisce solo la birra, il 14,8% beve in prevalenza superalcolici, mentre il vino è consumato solo dal 7,5%. Invece, relativamente alle quantità il 41,5%, durante un'uscita, beve mediamente due bevande alcoliche, il 25,6% beve solo un alcolico, il 17,6% ne beve tre, il 15,3% consuma quattro alcolici. Il 95,5% contro il 4,5 abitualmente beve in

compagnia; per l'81,9% si tratta di amici, mentre il 9,3% beve in compagnia dei parenti. Il 58,7% dei soggetti dice che ci sono differenze nei suoi consumi alcolici in famiglia rispetto a quando è fuori casa; il 36,4% dei soggetti afferma di bere di più quando esce perché a casa non è permesso; il 25,6% beve a casa solo un bicchiere ogni tanto, ma "con gli amici ci si sente più liberi di bere quanto si vuole e ci si diverte di più".

Anche in Campania, in accordo con i dati nazionali ed europei

(Osservatorio Permanente sui Giovani e L'alcol (2006)), al crescere dell'età aumentano anche gli alcolici abitualmente consumati. Infatti dall'analisi della varianza (p-value 0,0008) emerge una differenza statisticamente significativa del numero di consumazioni in relazione all'età. Intorno ai 15 anni non si consumano più di 1 o 2 bevande alcoliche; ma già intorno ai 17 anni le consumazioni passano a 3, fino ad arrivare a quattro alcolici bevuti nel giro un'uscita, a partire dai diciotto anni fino a salire (20-21 anni). Questo potrebbe significare che 17- 18 anni sia l'età in cui avviene il consolidamento delle abitudini, nelle quali si assiste ad un incremento notevole del consumo in termini di quantità e frequenza. (Figura 1).

Il 44% dei soggetti ha assaggiato per la prima volta una bevanda alcolica prima di 12 anni, nello specifico il 29% aveva meno di dieci anni, mentre il 38,4% aveva più di 12 anni. Alla domanda "ti sei mai ubriacato?" Risponde sì ben il 49%. Questa esperienza viene fatta in prevalenza intorno ai 15-16 anni (35%), anche se il 24% si è ubriacato per la prima volta già a 13- 14 anni: ad una festa (28,8%) o in discoteca (27%) o durante le vacanze estive (17,6%); si può dire quasi in assoluto in compagnia di amici (91,4%). Un altro risultato, se si vuole ovvio, emerge dall'incrocio tra quantità di alcol consumate e l'evento di essersi ubriacati almeno una volta. Coloro che bevono 3 o 4 consumazioni a serata sono quelli che hanno preso una sbronza almeno una volta. I soggetti che non si sono mai ubriacati, invece, bevono abitualmente 1 o al massimo 2 consumazioni quando escono.

Una volta delineato il quadro complessivo del fenomeno, è stato possibile prendere in esame altri elementi correlati che hanno configurato in maniera più composita gli aspetti peculiari dei nuovi stili del bere giovanile. Per questa ragione si è scelto di ricorrere ad un'analisi multivariata che si è svolta in due fasi distinte:

1. la prima, condotta con una tecnica di "analisi multidimensionale", attraverso l'analisi delle

corrispondenze multiple (ACM), si è posta l'obiettivo di individuare i fattori soggiacenti alla struttura dei dati; in questo modo è stato possibile riassumere l'intreccio delle relazioni di interdipendenza tra le diverse modalità dei caratteri in un numero più ristretto di variabili, che sono appunto i fattori o dimensioni del questionario.

2. la seconda, condotta con tecniche di *cluster analysis*, ha avuto lo scopo di pervenire ad una ottimizzazione della ripartizione dei soggetti partecipanti in classi, omogenee al loro interno ed il più possibile eterogenee tra loro, rispetto al campo di variazione delle risposte fornite dal questionario. La ripartizione dei soggetti in classi è stata compiuta sulla base dei fattori emersi dalla fase precedente.

Rispetto alle quattro classi emerse: le prime due sostanzialmente non si differenziano nei contenuti, in quanto delineano le qualità specifiche di adolescenti che abusano di alcol. Gli elementi distintivi di queste due classi fanno riferimento, più che altro, alle modalità con cui questo abuso viene fatto. Il primo gruppo (97 ragazzi/e), denominato *tendenze psicologiche personali*, inquadra una serie di vissuti emotivi che accompagnano il bere: un soggetto che appartiene a questa classe beve mediamente quattro consumazioni quando esce, sempre in compagnia di amici, nel momento in cui decidono di divertirsi. Tuttavia per questo ragazzo, dietro il paravento della compagnia, si nascondono ben altre ragioni per cui beve. Qualche volta beve per vincere la timidezza, per stare meglio con gli altri o anche per avere il coraggio di avvicinarsi a qualcuno che gli piace; l'alcol lo aiuta a sentirsi meno solo e ad evadere dalla vita quotidiana. La sua prima ubriacatura è avvenuta intorno ai 15 anni, ha trovato piacevole questa esperienza e quindi è più portato a ripeterla. Beve anche per sperimentare le reazioni del suo corpo. Ogni tanto beve più di quanto vorrebbe, così come ogni tanto guida quando ha bevuto oltre i limiti. Invece, l'altro gruppo contiguo sull'asse fattoriale, che racchiude 122 intervistati, beve mediamente 3 o 4 cocktail a serata, ma lo fa esclusivamente per ricercare il piacere, infatti, è stato denominato *edonismo*. Il tema del contesto ambientale e relazionale sembra, in questo caso, predominante. Questi soggetti si trovano spesso in situazioni create apposta per bere: tra di loro c'è l'abitudine di offrire a turno ed è facile trovare chi prende l'iniziativa. Riconoscono che stare con certi amici, per esempio in discoteca, invoglia a bere di più. Tuttavia bevono anche nei

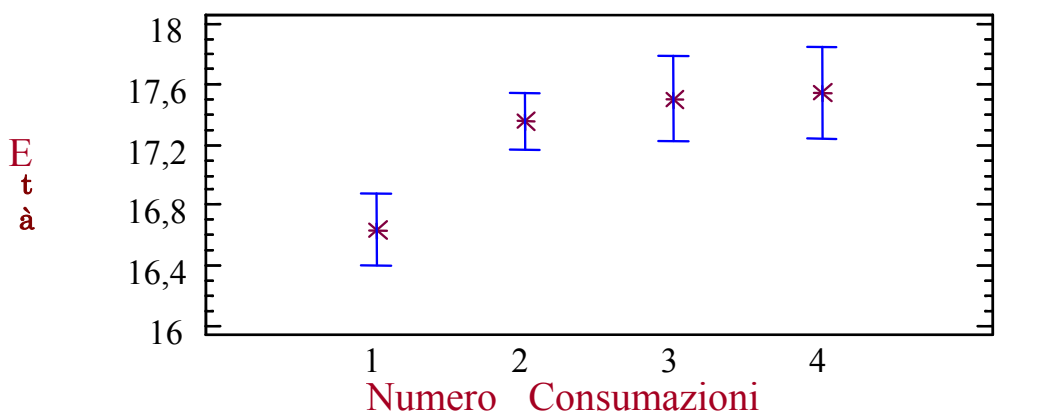


Figura 1: Numero di consumazioni bevute in un'uscita in relazione all'età.

bar o quando si riuniscono a casa di qualcuno: l'importante non è dove o quando, ma stare insieme divertendosi magari uscendo, qualche volta, fuori dalle regole. Non a caso, dall'analisi emerge che questi sono i ragazzi che percepiscono una bassa soddisfazione del loro stile di vita da parte dei propri genitori. Per entrambe le sottoclassi non emergono differenze né in relazione al genere, né all'istituto scolastico frequentato.

Esattamente opposta nello spazio fattoriale, ma anche per le caratteristiche, il secondo gruppo è costituito da soggetti che abitualmente bevono poco. Il loro modo di relazionarsi all'alcol sembra normale: anche loro frequentano delle comitive con cui escono durante il week-end, bevono in loro compagnia 1 o 2 bevande alcoliche, ma non di più; quella che preferiscono è la birra. Non sentono la necessità di bere per evadere dalla vita quotidiana, non bevono per sedare qualche indisposizione psicologica, non bevono per nascondere la loro timidezza. Sono soprattutto ragazze, che frequentano il liceo psico-pedagogico o l'istituto professionale. Questa classe, è stata chiamata *gruppo moderato*. La quarta classe, rintracciabile sul primo fattore, è contraddistinta da un'unica indistinguibile particolarità: quella di non bere mai. Per questa ragione, è stato definito *gruppo astinente* (50 ragazze /i) (Figura 2).

Anche se per alcuni gruppi di giovani – *bevitori moderati e astinenti* – l'uso di alcol non riveste particolare interesse, e solo per alcuni, assume valenze soggettive legate a timidezza e facilitazione sociale, l'uso di alcol emerge come comportamento sociale emergente caratterizzante le forme della convivialità e delle relazioni sociali nel gruppo di

pari.

Il recente aggiornamento dei dati del consumo di alcol tra giovani (Cavallo et al. (2007)) pur evidenziando un incremento di uso tra le femmine del centro Italia e i maschi del Sud, nel suo insieme conferma i dati relativi al 2000: l'uso di alcol tra i giovani è un fenomeno distintivo dei comportamenti giovanili nelle diverse regioni d'Italia, che ha forme di uso del tutto peculiari - fuori dai pasti e in occasioni sociali del fine settimana. Si tratta di un nuovo trend sociale che richiede l'attenzione delle agenzie sociali tese alla salute e al benessere collettivo. Gli effetti secondari indotti da tale uso di alcol sono variegati; tra i più evidenti: la guida in stato di ebbrezza, attività sessuali non pianificate e relativi rischi di gravidanze indesiderate, comportamenti di violenza su persone e cose (Scafato et al. (2004)) e, tuttavia, dall'esame della relazione del ministro della salute al parlamento (Ministero della salute - Direzione generale della prevenzione sanitaria(2007)), solo pochi interventi hanno strategie di azione complesse capaci di coinvolgere efficacemente i diversi attori sociali: giovani, scuola, discoteche, istituzioni locali e presidi sanitari.

Riferimenti bibliografici

- Aaro L., Wold B., Kanna L., Rimpela M. (1986), "Health behaviour in school children., WHO cross-national survey", *Health Promotion*, 1: 17-32.
- Bonino S., Cattelino E., Ciairano S. (2001), *Adolescenti e rischio*, Giunti, Firenze.

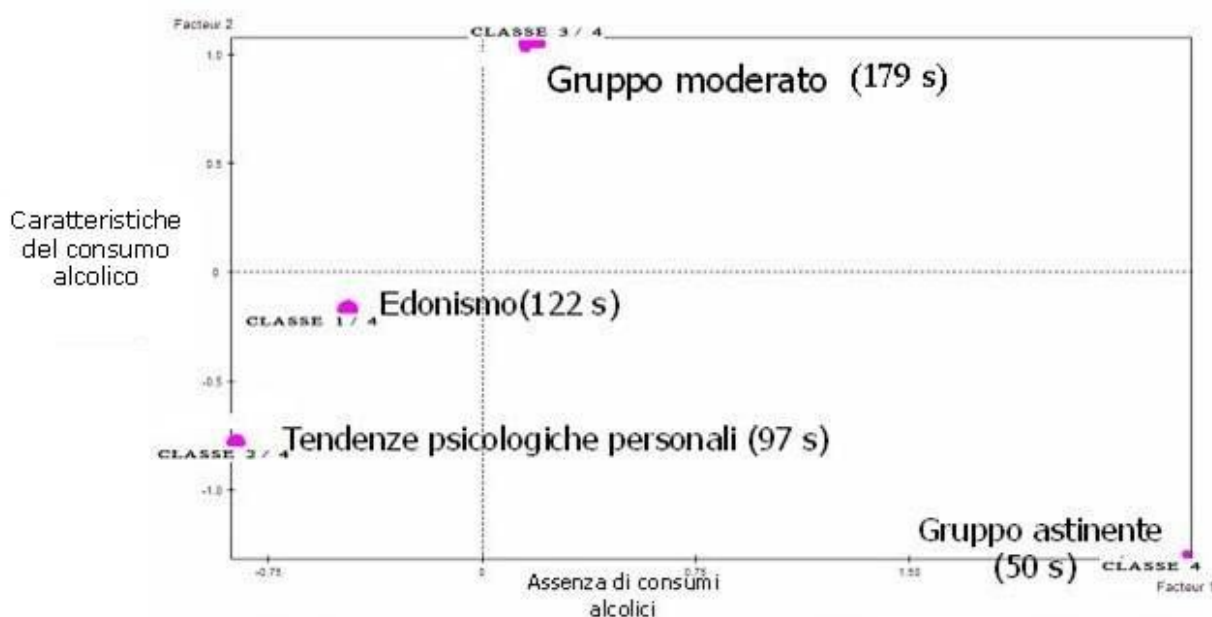


Figura 2: Il primo piano fattoriale mostra la collocazione nello spazio delle quattro classi emerse: gruppo astinente (classe 4/4), gruppo moderato (classe 3/4) e le classi composte da coloro che bevono per piacere Classe 1/4 denominata edonismo) e per motivazioni personali (classe 2/4).

Caianiello E. (2005), *Uso e abuso di alcol negli adolescenti: una ricerca in campo educativo*, Tesi di Dottorato, Dipartimento di Scienze Relazionali "G. Iacono", Università degli Studi di Napoli "Federico II".

Cavallo F., Lemma P., Santinello M., Giacchi M. (2007) *Il Rapporto sui dati italiani dello studio internazionale HBSC, "Stili di vita e salute dei giovani italiani tra 11-15 anni"*, HBSC Rapporto di ricerca.

Dallago L., Santinello M. (2006), "L'uso e l'abuso di alcolici: confronto tra gli adolescenti europei", *Rivista di Psicologia di Comunità*, 1: 13-28.

Hidalgo I., Gado G., Hernandez M. (2000), "Health status and risk behaviour of adolescents in the north of Madrid Spain", *Journal of Adolescent Health*, 27: 351-360.

ISFOL (Istituto per lo sviluppo della formazione professionale dei lavoratori) (2007) *Prospettive di intervento sui problemi alcolcorrelati. Indirizzi e documenti*, in *Studi e ricerche* 40, Isfol Editore Roma.

ISTAT (2005). *L'uso e l'abuso di alcol in Italia. Rapporto Indagine multiscope sulle famiglie* "Aspetti della vita quotidiana"-Anno 2003. Roma.

Kandel D.B., Davies M. (1996), "High school students who use crack and other drugs", *Archive General of Psychiatry*, 53: 71-80.

Ministero della salute- Direzione generale della prevenzione sanitaria(2007). *Relazione del Ministro della salute al parlamento sugli interventi realizzati ai sensi della legge*

30.3.2001, n. 125.

(http://www.ministerosalute.it/stili_Vita/stiliVita.jsp). Nizzoli U., Colli C. (2004), *Giovani che rischiano la vita. Capire e trattare i comportamenti a rischio negli adolescenti*, Mc Graw Hill, Milano.

Osservatorio Permanente sui Giovani e L'alcol (2006), *Gli italiani e l'Alcol 2006: Consumi, Tendenze ed Atteggiamenti in Italia*. (www.alcol.net).

Room R., Makela K. (2000), "Typologies of the cultural position of drinking", *Journal of Studies of Alcohol* n 61: 475-483.

Santinello M., Vieno A., Bertinato L., Mirandola M., Ramazzo L. (2002), "L'uso dell'alcol. Risultati dell'indagine Health Behaviour in Schoolaged Children. Il caso del Veneto", *Psicologia della Salute*, 1: 145-153.

Scafato E., Massari M. (2002), *Il consumo di bevande alcoliche: generazioni a confronto*, Osservatorio fumo, alcol e droghe (OssFAD) - Istituto Superiore di Sanità.

Scafato E., Ghirini S., Russo R. (2004) *Consumi alcolici in Italia (Report 1998-2001)* OssFAD, Iss, Roma.

(http://www.epicentro.iss.it/temi/alcol/day/ConsumiAlcolici_reportAPD06.pdf).

Scafato E., Ghirini S., Galluzzo L., Gandin C., Martire S., Russo R. (2007) *L'alcol e i giovani. Un'analisi dei fattori determinanti l'abuso*, Osservatorio nazionale alcol, Iss, Roma. (http://www.epicentro.iss.it/1/temi/alcol/pdf/Alcol_giovani.pdf).

Le tipologie di software nell'analisi statistica spaziale

Massimo Mucciardi*, Pietro Bertuccelli**

*Dipartimento DESMaS "V. Pareto" - Università degli Studi di Messina mucciard@unime.it

**Facoltà di Scienze Statistiche - Università degli Studi di Messina trueeit@yahoo.it

Sommario

Attraverso un'analisi delle diverse categorie di software esistenti per l'analisi statistica spaziale, vengono messe in evidenza le caratteristiche salienti di alcuni dei più famosi *tool* in circolazione. L'articolo presenta inoltre S-Joint, un nuovo programma sviluppato dagli autori per effettuare in maniera abbastanza semplice analisi statistiche spaziali su mappe vettoriali.

1 Introduzione

In questo articolo si discute di software per l'analisi statistica spaziale, con particolare attenzione alla costruzione del sistema dei pesi. Dopo una breve rassegna dei programmi che si trovano sullo scenario informatico mondiale, passiamo alla presentazione di un package, da noi predisposto, che è specializzato nel calcolo di misure di autocorrelazione spaziale in funzione delle informazioni geografiche delle unità territoriali. Il package, come si vedrà, offre un gran numero di opzioni nella creazione delle matrici dei pesi in funzione del tipo di mappe utilizzate (poligonali, mappe a punti o reticoli regolari).

2 Tipologie di software per l'analisi statistica spaziale

Iniziamo la nostra rassegna esaminando, a grandi linee, le principali tipologie di prodotti che l'attuale panorama informatico offre.

Essenzialmente, chi ha necessità di eseguire uno studio di analisi spaziale si trova davanti a tre tipi di scelta:

- GIS e software commerciale in generale;
- Software Open Source o freeware;
- Pacchetti di espansione per i programmi di analisi statistica classica.

Analizzeremo nello specifico ciascuna di queste categorie, cercando di mettere in evidenza le loro caratteristiche principali.

2.1 GIS e software commerciale in generale

Le aree di ricerca dei GIS (Geographical

Information System) e dell'analisi spaziale si sono generalmente sviluppate in maniera abbastanza indipendente. I volumi di ricerca in analisi spaziale, prima dell'avvento e dello sviluppo dei GIS, dimostrano chiaramente che l'analisi spaziale può essere intrapresa senza l'aiuto di un GIS. È egualmente vero che i GIS sono proliferati come strumenti di visualizzazione senza alcuna pretesa di possedere capacità di analisi spaziale se non per qualche statistica descrittiva di base. Col passare del tempo, comunque, la necessità di effettuare studi sempre più complessi e sofisticati congiunta alla grande flessibilità offerta dai GIS nell'ambito della gestione, manipolazione e visualizzazione dei dati spaziali ha reso possibile un ampliamento delle capacità operazionali dei sistemi informativi nel campo dell'analisi spaziale. Alcuni prodotti come ArcView della ESRI, MapInfo Professional della MapInfo Corporation o Idrisi™ della Clark Labs, pur non essendo progettati specificamente per elaborazioni statistiche tipiche dell'analisi spaziale, offrono una buona gamma di funzionalità e la possibilità di espansioni attraverso linguaggi di script, pacchetti aggiuntivi o "Software Development Kit (SDK)" sviluppati dalle case produttrici per interagire con i più noti ambienti di sviluppo. Un altro aspetto positivo dei GIS risiede nel supporto che le case offrono agli utenti, come è comunque lecito aspettarsi da qualsiasi software commerciale. Ovviamente, all'elevata flessibilità e alla vastità delle operazioni eseguibili con i GIS, senza dimenticare il supporto tecnico appena citato, corrisponde, nella maggior parte dei casi, un costo di acquisto piuttosto elevato che rende questi prodotti fuori dalla portata di molte persone, in particolar modo dei ricercatori indipendenti che non hanno accesso a strutture universitarie o di ricerca in generale. Un altro punto a sfavore dei

GIS è che spesso richiedono da parte dell'utilizzatore un adeguato bagaglio tecnico-informatico. Difatti, è necessario investirvi parecchio tempo per riuscire ad utilizzarli in maniera adeguata (oltre al fatto che chi deve occuparsi esclusivamente di analisi spaziale troverà molte delle loro funzioni superflue).

2.2 Software Open Source o freeware

I software *Open Source* o *freeware* generalmente sono ottimi prodotti ma risultano spesso, per un utente non molto esperto in informatica o con poco tempo a disposizione, particolarmente ostici da utilizzare per alcune ragioni che cercheremo di mettere a fuoco. Una di queste, forse la più importante, è che vengono spesso rilasciati sotto forma di sorgenti da compilare. Di conseguenza, necessitano di una certa conoscenza dei linguaggi di programmazione e del possesso di un compilatore da parte dell'utente che intende adoperarli. Inoltre, qualora siano disponibili già precompilati per alcuni sistemi operativi (come ad esempio Windows di Microsoft), la documentazione a loro corredo è scarna o di difficile comprensione. Queste limitazioni, tuttavia, vengono compensate da quelli che sono i veri punti di forza di questa tipologia di programmi. Prima di tutto, sono gratuiti e liberamente scaricabili dalla rete dai siti che ne ospitano i progetti. In secondo luogo, con riferimento specifico all'*Open Source*, i software vengono migliorati costantemente grazie a eventuali segnalazioni di errori (*bugs*) o altri suggerimenti da parte degli utenti, che interagiscono con gli autori dei programmi in specifici forum e/o newsletter ad essi dedicati, oppure si avvalgono di contributi di altri programmatori che decidono di mettere a disposizione la propria esperienza partecipando allo sviluppo del progetto (in piena sintonia dunque con la filosofia dell'*Open Source*).

2.3 Pacchetti di espansione per i programmi di analisi statistica classica

Sui pacchetti di espansione per i programmi di analisi statistica classica, quali SPSS o R, o per programmi il cui utilizzo non è necessariamente legato alla statistica, come per esempio MatLab, non vi è in realtà molto da dire. Tali pacchetti hanno il limite di essere difficilmente utilizzabili, come per esempio nel caso di svariati *tools* sviluppati per R o per Matlab, e di essere limitati nelle funzionalità in quanto i programmi di

partenza non sono applicazioni progettate per l'analisi statistica spaziale.

3 Un confronto tra alcuni software presenti nel panorama informatico

Esaminiamo ora in dettaglio due software appartenenti a due delle tre categorie elencate in precedenza. Prenderemo in considerazione S-Plus per ArcView (software commerciali e GIS) e GeoDa (software Open Source e freeware), cercando brevemente di mettere in evidenza alcune delle caratteristiche salienti di questi programmi, soprattutto riguardo alle capacità offerte in relazione alla creazione delle matrici dei pesi spaziali.

3.1 Estensione S-Plus per ArcView

L'estensione di S-PLUS, un prodotto di MathSoft, per ArcView serve a calcolare alcune statistiche spaziali e a visualizzarne i risultati analitici. S-PLUS è un moderno linguaggio orientato agli oggetti e un sistema *multi-purpose* con oltre 2.000 funzioni per analisi di dati. Fornisce strumenti potenti per l'analisi grafica dei dati e per la modellistica statistica. Il modulo SpatialStats (MathSoft, 1996) aggiunge funzionalità analitiche supplementari per il calcolo di statistiche spaziali: Kriging (metodo di regressione usato nell'ambito dell'analisi spaziale), I di Moran, e altri modelli spaziali di regressione.

ArcView è uno dei prodotti software GIS più popolari per Windows e UNIX. È uno strumento potente e di facile impiego per fare previsioni, esplorare, interrogare e analizzare i dati spaziali.

S-PLUS per ArcView integra le funzioni analitiche statistiche con le tecniche di visualizzazione spaziale proprie dei GIS (Yichun et al., 2000). Il "dialogo" fra S-PLUS ed ArcView è assicurato grazie alla tecnica di automazione supportata da Microsoft Windows, in modo tale da stabilire un collegamento bidirezionale fra ArcView e S-PLUS. Gli utenti possono esportare i dati di attributo da ArcView a S-PLUS o importare in ArcView una tabella da un oggetto di S-PLUS. L'oggetto di contiguità spaziale è costruito usando le informazioni topologiche dalla mappa del GIS in ArcView e immagazzinato nel workspace di S-PLUS. I risultati analitici possono essere visualizzati in ArcView in tabelle, mappe, o grafici. I risultati dell'analisi statistica possono essere invece visualizzati con il *notepad* ed essere conservati in file testuali. Gli utenti possono anche

integrare i grafici di S-PLUS nel layout di ArcView per gli output usando i risultati analitici.

Il menù che riguarda le statistiche spaziali include parecchie funzioni: autocorrelazione spaziale, associazioni spaziali e regressione spaziale. Nello specifico, le finestre di dialogo forniscono le opzioni per il calcolo per i pesi spaziali, dell'I di Moran, del C di Geary e degli indici di autocorrelazione locale di Moran e di Geary (GLISA). Le statistiche riassuntive possono essere visualizzate o conservate in un file, mentre i risultati analitici degli indici di autocorrelazione locale di Moran e di Geary possono invece essere visualizzati sulla mappa in ArcView.

3.2 Generazione dei pesi spaziali con S-plus per ArcView

Illustriamo adesso le funzionalità del programma riguardanti la generazione delle matrici dei pesi. Il menù di statistiche spaziali contiene quattro funzioni:

1. Vicinato Spaziale (Spatial Neighbors)
2. Autocorrelazione Spaziale (Spatial Autocorrelation)
3. Associazione Spaziale (Spatial Association)
4. Regressione spaziale (Spatial regression).

Di queste, è ovviamente Spatial Neighbors che serve a costruire le matrici dei pesi per le statistiche e la modellistica spaziale. Tale funzione permette di creare gli oggetti di contiguità spaziale in maniera abbastanza semplice. I pesi spaziali sono costruiti in base alle informazioni topologiche (criteri di adiacenza) presente negli shapefiles di ArcView o sulla distanza tra le varie unità spaziali (criteri di distanza). La finestra di dialogo della funzione "Spatial Neighbors" offre numerose opzioni per il calcolo dei pesi spaziali. Sfruttandole, è possibile costruire matrici di contiguità del primo ordine, matrici "aggiustate" del primo ordine, matrici di ordine superiore e matrici con metodi basati sulle distanze. Le matrici di contiguità del primo ordine costruiscono un oggetto di contiguità binario basato sull'adiacenza delle unità spaziali. L'elemento $w[i,j]$ della matrice spaziale dei pesi W è "1" se il poligono j è adiacente al poligono i e "0" in caso contrario. Il primo ordine aggiustato costruisce i pesi spaziali basandosi non soltanto sul rapporto topologico ma anche sulla distanza geo-spaziale fra le unità territoriali. In primo luogo, un peso spaziale è definito usando i criteri di contiguità. In seguito si

calcola una distanza media fra i poligoni contigui e il poligono i di riferimento. Ogni poligono, oltre ai poligoni già trovati contigui al poligono i , sarà incluso come poligono contiguo se la relativa distanza spaziale dal poligono i è minore della distanza media.

Le matrici di contiguità di ordine superiore al primo usano criteri simili alla matrice del primo ordine nella costruzione dei pesi. La matrice dei pesi del secondo ordine è basata sui pesi spaziali del primo ordine e la matrice dei pesi dell' n -esimo ordine è basata sull' $n-1$ -esimo ordine. Oltre ai criteri di adiacenza, vi sono svariate opzioni per i metodi basati sulle distanze. L'utente può inserire un valore per la misura della distanza da confine a confine o da centroide a centroide. Per l'opzione da confine a confine, l'elemento $w[i,j]$ della matrice W è 1 se la distanza più corta fra il confine (o il centroide) del poligono j ed il confine (o il centroide) del poligono i è minore della distanza inserita, 0 in caso contrario.

3.3 GeoDa

Tra le tante applicazioni freeware spicca il programma GeoDa sviluppato da Anselin et al. (2006) e dal suo team dell'Università dell'Illinois. Il programma in questione, rilasciato al pubblico agli inizi del 2003, si può considerare un'evoluzione del pacchetto Spacestat costruito, sempre dallo stesso Anselin, agli inizi degli anni novanta in ambiente Gauss per il sistema operativo DOS.

GeoDa è un'applicazione indipendente, ovvero non si appoggia per il funzionamento a nessun programma, e permette di eseguire un gran numero di funzioni nell'ambito dell'analisi spaziale mantenendo una certa facilità di utilizzo. Il software, programmato in linguaggio C++, è stato costruito utilizzando il controllo ActiveX MapObjects della ESRI. Tale caratteristica gli permette di utilizzare come file da impiegare nell'analisi spaziale gli Shapefile (.SHP) della suddetta azienda.

GeoDa offre un gran numero di funzioni riguardanti l'analisi spaziale (creazione della matrice dei pesi, indice di Moran in versione univariata e multivariata, local Moran, regressione spaziale, etc.) e la possibilità di creare una certa varietà di mappe tematiche e di grafici (mappe dei quantili, degli outlier spaziali, cartogrammi circolari, mappe degli excess rate, istogrammi, box plot, ecc.). Anche in questo caso vedremo di analizzare nel dettaglio le caratteristiche del

programma che riguardano la creazione della matrice dei pesi

3.4 Creazione della matrice dei pesi con GeoDa

GeoDa crea le matrici dei pesi basandosi sulle mappe vettoriali presenti negli *shapefile*. La finestra di dialogo contiene diverse opzioni per la creazione di matrici dei pesi basate sulla contiguità spaziale o sulle distanze.

Il metodo, basato sulla contiguità spaziale, è utilizzabile esclusivamente nel caso in cui la mappa spaziale sia di tipo poligonale. Offre l'opportunità di selezionare i casi *Rook* o *Queen* (riferimento ai movimenti della torre e della regina nel gioco degli scacchi) e di selezionare l'ordine di contiguità spaziale desiderato permettendo di salvare tutte le matrici fino all'ordine selezionato. Il programma salva le informazioni riguardanti i rapporti di connessione che intercorrono tra le unità spaziali in un file che viene poi utilizzato per generare delle matrici dei pesi standardizzate per riga. Queste ultime, infine, vengono adoperate per il calcolo dei vari indici di autocorrelazione spaziale o della regressione spaziale.

Per generare la matrice dei pesi, i metodi basati sulle distanze (*threshold distance* e *K-nn*) utilizzano le distanze tra i punti (nel caso di mappe composte da unità spaziali di tipo puntuale) o tra i centroidi (nel caso di territori poligonali). Nel caso dei centroidi va detto che in realtà il programma non calcola i veri e propri baricentri dei territori, bensì i valori medi dei punti costituenti le varie unità territoriali.

Tra le altre opzioni messe a disposizione dal programma, occorre annoverare la possibilità di selezionare il tipo di distanza da utilizzare nel calcolo della matrice dei pesi ogni qual volta che si intende adoperare uno dei due metodi basati sulle distanze. Più precisamente, GeoDa richiede all'utilizzatore di scegliere tra una misura della distanza di tipo ad arco o di tipo euclidea, in modo tale da ottenere misurazioni più precise a seconda che si tratti di mappe le cui coordinate sono espresse in Lat/Lon o in proiezioni quali, ad esempio, L'UTM (Universal Traverse Mercator).

4 S-Joint

L'idea di creare un nuovo programma per l'analisi spaziale è sorta, come detto, esaminando svariati programmi in circolazione e constatando che la maggior parte di essi non riusciva a soddisfare

alcuni requisiti da noi ritenuti essenziali in termini di personalizzazione nella creazione e nella gestione delle matrici dei pesi. Con questo proposito, oltre all'obiettivo di rendere semplici alcune operazioni di analisi spaziale, abbiamo iniziato a sviluppare S-Joint (Mucciardi, Bertuccelli, 2007).

Prima di iniziare a descriverne le caratteristiche salienti, è bene ricordare che il programma è ancora in piena fase di sviluppo (tecnicamente parlando la versione corrente del software è un'*alpha*, ovvero una versione non definitiva), e quindi consentirà di svolgere un set di operazioni sempre più ampio via via che il lavoro progredirà.

4.1 Descrizione tecnica di S-Joint

S-Joint è un programma a finestre multiple (MDI – *Multiple Document Interface*) sviluppato utilizzando il linguaggio di programmazione C++. La scelta di utilizzare il C++ risiede nel fatto che è attualmente uno dei più potenti ed efficienti linguaggi di programmazione, fatta eccezione per il C e l'assembler.

S-Joint, nell'attuale versione, è stato concepito per girare sotto Microsoft Windows. Come ambiente di sviluppo, per questa versione, abbiamo usato il Microsoft Visual Studio ma, con qualche piccola modifica, è tecnicamente possibile effettuare la compilazione del codice su altre piattaforme. Inoltre, sempre con l'obiettivo di non relegare il programma al sistema operativo di Microsoft, sono state utilizzate librerie Open Source o freeware. Così operando risulta possibile creare distribuzioni del programma, ad esempio, per Linux o Mac OSX.

Per l'interfaccia di S-Joint abbiamo impiegato la libreria QT della Trolltech, in virtù del fatto che risulta flessibile e allo stesso tempo intuitiva. Questa scelta permette, inoltre, di interagire nel complesso comodamente con molti altri tipi di librerie e con i database. Per quanto riguarda il motore grafico da impiegare nella visualizzazione delle mappe, la scelta è caduta sulla costruzione di due differenti routine grafiche a seconda che si debbano gestire mappe bidimensionali (*raster maps*) o mappe vettoriali (*vector maps*). Le mappe bidimensionali usano una semplice routine, che permette di visualizzare agevolmente anche mappe di dimensioni considerevoli (fino a massimo di 10000x10000 pixel).

Per le mappe vettoriali, volendo evitare il classico utilizzo dei *canvas*, praticamente impiegati da tutti i programmi del genere, abbiamo deciso di

costruire un motore tridimensionale basato sulla libreria grafica OpenGL, al fine di conferire maggiore flessibilità in operazioni quali, ad esempio, rotazioni, traslazioni e zooming. Le altre librerie utilizzate nello sviluppo di S-Joint sono state LibQGLViewer, QWT, GDAL e OGR. Vedremo ora di descrivere brevemente la funzione di ciascuna di esse.

LibQGLViewer e QWT sono due librerie di supporto a QT. La prima è molto utile per un'implementazione più rapida e semplice di OpenGL e si presta bene per la programmazione di applicazioni quali CAD o editor tridimensionali. QWT invece è una libreria che serve a facilitare la costruzione di funzioni per disegnare grafici. Risulta di grande aiuto per lo sviluppo di applicazioni scientifiche in generale.

GDAL (Geospatial Data Abstraction Library) e OGR Simple features library sono due ottime librerie sviluppate a partire dal 1998 da Frank Warmerdam. GDAL è stata concepita come libreria di traduzione per formati di dati geospaziali di tipo *raster*.

Essa supporta molti formati di mappe spaziali bidimensionali e può essere adoperata, non solo per effettuare operazioni di conversione tra un formato e l'altro, ma anche per visualizzare, sviluppando un adeguato motore grafico, le stesse mappe. Contiene inoltre parecchie funzioni per interpretare o convertire il sistema di georeferenziazione (o geocodifica) dei formati raster.

OGR è una sottolibreria di GDAL di cui estende le funzionalità supportando molti formati vettoriali e di database geospaziali. Attualmente nel programma sono stati implementati il formato *shapefile* (.shp) della ESRI, il *MapInfo* (.mif), il *common separated value* (.csv), l'ARC/INFO coverage (.adf), l'SDTS della USGS, il dBase (.dbf).

4.2 Funzionalità statistiche di S-Joint

S-Joint¹, come anche si intuisce dal paragrafo precedente, può aprire file di dati, mappe vettoriali a punti, a linee, poligonali e mappe bidimensionali. E' anche possibile creare nuovi reticoli regolari.

Le mappe bidimensionali sono attualmente supportate solo a livello di visualizzazione e

georeferenziazione.

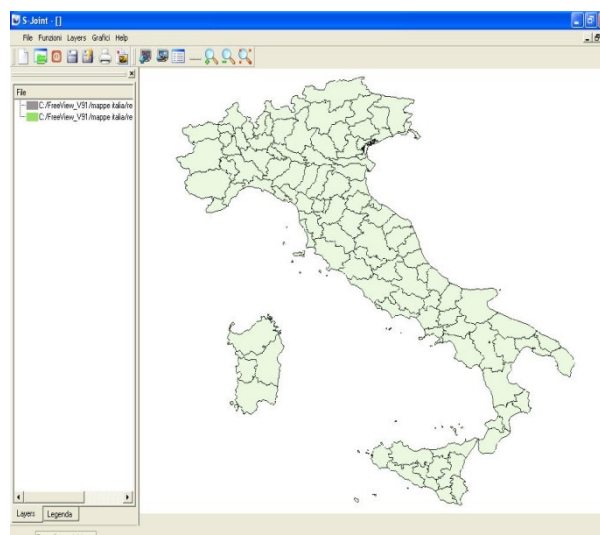


Figura 1: Schermata principale di S-Joint

Le mappe vettoriali del tipo a punti o poligonali, i file dati e i reticoli sono invece utilizzabili per compiere analisi spaziali. Dal punto di vista dell'analisi spaziale, nell'attuale fase di sviluppo, è possibile: calcolare i tradizionali indici di autocorrelazione spaziale (Moran e Geary), calcolare le statistiche *Join count* e il *local Moran*; visualizzare lo scatterplot di Moran e, in particolare, calcolare nuove misure di autocorrelazione in base ad un sistema di pesi generalizzato (generalized weight system). Il programma implementa la procedura S-DSMA (La Tona et al., 2006), in modo da determinare connessioni tra le unità territoriali sulla base dell'informazioni geografiche (distanza e superficie) delle zone considerate. E' possibile scegliere anche altri sistemi di creazione dei pesi, a seconda che si tratti di mappe poligonali, mappe a punti e di reticoli regolari. Ciascuno di questi sistemi prevede inoltre numerose opzioni che aumentano la flessibilità nella generazione delle matrici. Tra le altre caratteristiche di S-Joint si possono annoverare la gestione dei layer, la possibilità di importare e/o esportare le matrici dei pesi da formati differenti, la possibilità di selezionare/deselezionare le unità delle mappe vettoriali al fine di eseguire delle analisi locali. Dall'applicazione del software a configurazioni territoriali reali, è stata verificata la sua completa adattabilità al caso di suddivisione del territorio in aree amministrative. Sviluppi futuri dell'applicazione potrebbero vedere implementati anche formati quali TIGER, GRASS, VRT, Oracle Spatial e altri tipi di database spaziali, la

¹ Una prima versione del manuale di S-Joint è scaricabile al seguente link:

<http://ww2.unime.it/scistat/homepages/mucciardi/download/manuale.pdf>

generazione dei poligoni di Thiessen a partire da una mappa a punti. Ed ancora, l'aggiunta di funzioni per il calcolo dell'indice di Getis-Ord, del local Geary, della regressione spaziale e la possibilità di creare tipologie differenti di grafici e di mappe tematiche, in modo tale da ampliare le capacità di analisi di S-Joint.

Riferimenti bibliografici

Anselin L., Syabri I., Kho Y.: GeoDa, An Introduction to Spatial Data Analysis, Spatial Analysis Laboratory Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign (2006):

La Tona L., Mazza A., Mucciardi M.: A generalized weight matrix for autocorrelated superficial data. In: Spatial Data Methods for Environmental and Ecological Processes,

Cafarelli B, Lasinio G.J. and Pollice A. (Eds), Wip edizioni (2006)

Mucciardi M, Bertuccelli P.: S-Joint: a new software for the analysis of spatial data. In: Atti della Riunione Scientifica Intermedia della Società Italiana di Statistica, Venezia 6-8 Giugno (2007)

MathSoft: S+SpatialStats User's Manual for Window and Unix, Data Analysis Products Division, MathSoft, Inc., Seattle, WA (1996)

Yichun X., Beverly H., Shuming B.: Exploratory Spatial Data Analysis with Multi-Layer Information, Work/Site Alliance – Community Based GIS Education (2000)

Una prima versione del manuale di S-Joint è scaricabile al seguente link:

<http://ww2.unime.it/scistat/homepages/mucciardi/down/manuale.pdf>

Il valore aggiunto manifatturiero secondo la dimensione e la localizzazione provinciale

Alessandro Rinaldi

Istituto Guglielmo Tagliacarne a.rinaldi@tagliacarne.it

Sommario

Nell'articolo si analizza la distribuzione del valore aggiunto manifatturiero in funzione della dimensione e della localizzazione provinciale. I dati provengono dal *Rapporto 2005 sulle piccole e medie imprese nell'economia italiana* curato dall'Istituto Tagliacarne per conto dell'Unioncamere.

1 Introduzione

Il 19 luglio 2006 è stato presentato il *Rapporto 2005 sulle piccole e medie imprese nell'economia italiana* curato dall'Istituto Tagliacarne per conto dell'Unioncamere, in cui è stata proposta una valutazione del valore aggiunto delle imprese manifatturiere per fasce dimensionali d'impresa riferita al 2003.

Questa attività si inserisce tra i contributi originali dell'Istituto nell'ambito del Sistema Statistico Nazionale, con l'intento di arricchire il panorama delle statistiche disponibili, riferite in particolar modo alla sfera dell'economia e del territorio, i due ambiti di principale interesse di ricerca dell'Istituto.

Le serie pubblicate consentono anche di istituire confronti omogenei con l'anno 1995 e di ottenere alcune articolazioni settoriali dei dati.

2 Cenni metodologici

La procedura di calcolo seguita parte da una ricostruzione della base occupazionale per la quale ci si è avvalsi della struttura informativa analitica proveniente dall'VIII Censimento dell'Industria e dei Servizi del 2001 dell'Istat.

In particolare, è stata elaborata una matrice occupazionale riferita alle 23 divisioni della sezione D della classificazione ATECO per provincia, classe dimensionale (fino a 49 addetti, da 50 a 249 addetti, 250 addetti e oltre), con una distinzione tra occupazione dipendente e indipendente. Dato lo scopo di ottenere valutazioni per classi dimensionali d'impresa, la struttura di riferimento riguarda l'occupazione presente nelle

unità locali distinte per classi dimensionali delle imprese di appartenenza.

Tale scelta deriva dalla duplice esigenza di salvaguardare la corretta attribuzione territoriale delle attività (le unità locali sono il soggetto "operativo" sul territorio dell'impresa, che può essere plurilocalizzata) e la rispondenza al concetto di PMI, *status* caratteristico dell'impresa (e non delle sue unità operative).

Il passaggio successivo è consistito nell'applicazione di parametri di valore aggiunto per addetto, sempre riferiti alle imprese.

Per l'articolazione di tali parametri, disponibili per il totale delle fasce dimensionali a partire dalle valutazioni di fonte Istat e Istituto Tagliacarne, ci si è avvalsi delle indagini Istat sui conti economici delle imprese e sui dati riguardanti le retribuzioni rilevate da Inps e Inail.

In particolare, per quanto riguarda le statistiche di fonte previdenziale, si è risaliti dalle retribuzioni lorde al costo complessivo del lavoro, comprendente gli oneri sociali a carico dei datori di lavoro. A tal fine, la maggiorazione apportata alle retribuzioni pro capite per passare dall'uno all'altro aggregato è stata desunta dalle indagini Istat e dalle statistiche di contabilità nazionale.

Infine, per passare dal reddito medio di puro lavoro così calcolato al valore aggiunto pro capite, è stato necessario incrementare il primo aggregato dell'incidenza dei margini, rappresentati dal reddito di capitale-impresa al lordo degli ammortamenti. Per la quantificazione di questi ultimi, ci si è avvalsi sempre dei risultati delle indagini Istat sulle imprese e dai dati sui conti economici regionali.

I risultati finali sono stati verificati e resi coerenti con i quadri di contabilità nazionale e territoriale dell'Istat.

3 La distribuzione del valore aggiunto manifatturiero per classi dimensionali

La ricostruzione del valore aggiunto per classi di dimensione delle imprese consente non solo di conoscere il contributo delle singole classi alla formazione del prodotto lordo dell'anno 2003, ma anche di confrontare tali risultati con quelli dell'anno 1995.

Con riferimento alle tre classi comprendenti micro e piccole imprese (1-49 addetti), medie (50-249) e grandi imprese (250 addetti ed oltre), emerge una distribuzione al 2003 che vede una quota pari al 52,1% attribuibile alle prime, al 21% assorbita dalle seconde e al 26,9% per la classe relativa alle imprese di maggior dimensione (fig. 1).

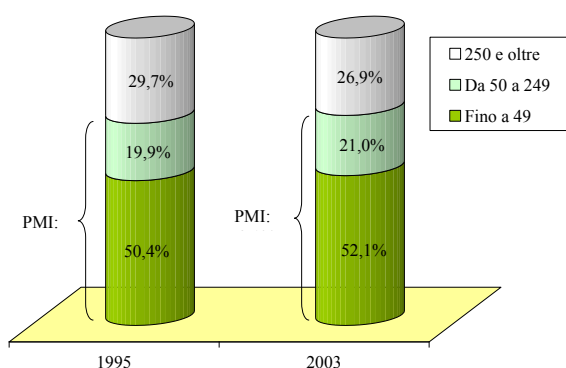


Figura 1: Distribuzione del valore aggiunto manifatturiero per classe dimensionale – anni 1995 e 2003 (quote %). Fonte: Istituto Tagliacarne

Ciò che spicca nel confronto temporale delle distribuzioni è la diminuzione di incidenza nel tempo del valore aggiunto prodotto dalle aziende con più di 250 addetti (2,8 punti percentuali, da 29,7% del 1995 al citato 26,9% del 2003), a fronte di un corrispondente incremento di peso delle PMI (da 70,3% a 73,1%).

Articolando quest'ultimo risultato in micro-piccole e medie imprese, le prime passano da 50,4% a 52,1%, valicando in modo più marcato la significativa soglia del 50%, e le seconde accrescono la propria quota dal 19,9% del 1995 al 21% del 2003.

Nella tab. 1 vengono presentati i risultati del confronto 1995/2003 in termini dinamici e per macro ripartizione territoriale. Si conferma anche in termini di crescita media annua del prodotto lordo la migliore performance delle PMI rispetto

alle grandi imprese (+2,7% contro +1%), con valori però leggermente migliori per le medie (+2,9%) rispetto alle micro-piccole (+2,7%).

A livello territoriale spicca la crescita delle PMI del Mezzogiorno (+4,3%), che si traduce in un incremento del contributo delle stesse alla formazione del valore aggiunto complessivo di 6,3 punti percentuali. Nel caso delle imprese con 250 addetti e oltre è il Nord-Est a far registrare l'incremento più significativo (+3,3%), che ha portato in quest'area, contrariamente al resto del Paese, ad una lievitazione di questa fascia sui valori complessivi (1,7 punti).

La tab. 2 riporta i risultati per fascia dimensionale relativi all'anno 2003, sempre articolati per macro area.

Al di là dei tassi di incremento, i cui effetti sono sempre influenzati dalla dimensione dei valori di partenza, il quadro che si ottiene presenta un contributo più contenuto in termini di valore aggiunto delle PMI al prodotto manifatturiero nel Nord-Ovest (71,4% del totale, a fronte del 28,6% proveniente dalle grandi imprese), area che conserva però la quota più elevata di prodotto (38,8%).

Nelle altre zone del Paese è particolarmente diversificato all'interno delle PMI il ruolo delle imprese di minor dimensione (fino a 49 addetti) rispetto a quello delle medie (da 50 a 249 addetti).

A livello territoriale si evidenzia un diverso ruolo ricoperto dalle due componenti dimensionali *intra-PMI*: se per l'economia centro-settentrionale il rapporto delle medie imprese raggiunge quasi un terzo del valore aggiunto delle PMI (30,4%, contro una media nazionale del 28,7%), nel Mezzogiorno la quota si riduce a un ben più contenuto 19,2%, cui corrisponde l'80,8% per la fascia delle micro-piccole imprese.

4 Un'analisi dei risultati per settore economico

Il dettaglio settoriale adottato nella realizzazione delle stime consente di scendere nel dettaglio all'interno del settore manifatturiero, con l'articolazione presentata nella tab. 3.

Il "profilo" settoriale delle PMI che emerge da tali elaborazioni appare significativamente diverso da quello relativo alla grande impresa.

Se infatti nelle aziende con più di 250 addetti i comparti della cokefazione, raffinerie, chimiche e farmaceutiche, gomma e plastica da un lato, e fabbricazione di macchine e apparecchi meccanici,

Tabella 1: Dinamica 1995-2003 del valore aggiunto ai prezzi base del settore manifatturiero per dimensione d'impresa (valori %)

Macro ripartizioni	Piccole e Medie Imprese			250 addetti e oltre	TOTALE
	Fino a 49 addetti	Da 50 a 249 addetti	Totale		
<i>Tasso di incremento medio annuo in % (*)</i>					
Nord-Ovest	2,4	2,3	2,4	-0,3	1,6
Nord-Est	1,8	3,0	2,2	3,3	2,4
Centro	3,0	3,5	3,1	1,4	2,7
<i>Centro-Nord</i>	2,3	2,7	2,5	1,1	2,1
<i>Mezzogiorno</i>	4,3	4,3	4,3	0,4	3,2
Italia	2,7	2,9	2,7	1,0	2,2
<i>Differenze nel peso % sul totale valore aggiunto rispetto al 1995</i>					
Nord-Ovest	3,1	1,3	4,5	-4,5	-
Nord-Est	-2,7	1,0	-1,7	1,7	-
Centro	1,5	1,1	2,6	-2,6	-
<i>Centro-Nord</i>	1,1	1,1	2,2	-2,2	-
<i>Mezzogiorno</i>	5,1	1,2	6,3	-6,3	-
Italia	1,7	1,1	2,8	-2,8	-

(*) Calcolati in termini composti.

Fonte: Istituto Tagliacarne

Tabella 2: Valore aggiunto ai prezzi base del settore manifatturiero per dimensione di impresa – anno 2003 (milioni di euro correnti)

Macro ripartizioni	Piccole e Medie Imprese			250 addetti e oltre	TOTALE
	Fino a 49 addetti	Da 50 a 249 addetti	Totale		
<i>Valori assoluti</i>					
Nord-Ovest	44.233,5	20.956,0	65.189,5	26.066,8	91.256,3
Nord-Est	31.448,7	15.357,5	46.806,2	16.665,9	63.472,1
Centro	23.260,8	6.951,3	30.212,1	10.010,3	40.222,4
<i>Centro-Nord</i>	98.943,0	43.264,9	142.207,8	52.743,1	194.950,9
<i>Mezzogiorno</i>	20.838,0	4.945,4	25.783,4	9.099,2	34.882,6
Italia	119.781,0	48.210,3	167.991,2	61.842,3	229.833,5
<i>% sul totale Italia</i>					
Nord-Ovest	36,9	43,5	38,8	42,2	39,7
Nord-Est	26,3	31,9	27,9	26,9	27,6
Centro	19,4	14,4	18,0	16,2	17,5
<i>Centro-Nord</i>	82,6	89,7	84,7	85,3	84,8
<i>Mezzogiorno</i>	17,4	10,3	15,3	14,7	15,2
Italia	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>% sul totale valore aggiunto</i>					
Nord-Ovest	48,5	23,0	71,4	28,6	100,0
Nord-Est	49,5	24,2	73,7	26,3	100,0
Centro	57,8	17,3	75,1	24,9	100,0
<i>Centro-Nord</i>	50,8	22,2	72,9	27,1	100,0
<i>Mezzogiorno</i>	59,7	14,2	73,9	26,1	100,0
Italia	52,1	21,0	73,1	26,9	100,0

Fonte: Istituto Tagliacarne

elettrici e ottici, mezzi di trasporto dall'altra, costituiscono oltre il 60% (quasi i due terzi) della produzione manifatturiera, per il mondo delle PMI la distribuzione è molto più eterogenea e meno concentrata nei due comparti menzionati, il cui ruolo si "ridimensiona", attestandosi su una quota pari al 32,4%.

Se l'alimentare presenta un'incidenza sul totale che non si discosta molto tra grande e medio-piccola impresa (10,6% nel primo caso, 11,7% nel secondo), e lo stesso si può dire per il settore cartario, della stampa e dell'editoria (7,7% contro 6,8%), molto più rilevanti sono le differenze (e quindi il ruolo nel caso delle PMI) rilevate per il

tessile-abbigliamento (11,6%), il legno e mobilio (7,8%, in questo caso è particolarmente marcato lo scostamento rispetto alle grandi imprese, in cui il settore incide per l'1,5%), la produzione di metalli e fabbricazione di prodotti in metallo (ben 15,8%, secondo comparto per importanza dopo la meccanica, elettronica e mezzi di trasporto) e la fabbricazione di prodotti della lavorazione di minerali non metalliferi (7,5%).

Nel caso del settore del cuoio e della concia, sebbene lo stesso incida per il 3,3%, il valore relativo alle PMI rappresenta oltre il 92% della produzione, quota inferiore solamente a quella riscontrata per legno e mobilio (93,4% del valore aggiunto del comparto).

Tabella 3: Valore aggiunto ai prezzi base del settore manifatturiero (sez. ATECO D) per sotto-settore economico – anno 2003 (milioni di euro correnti) Fonte: Istituto Tagliacarne

Settori	Piccole e Medie Imprese			250 addetti e oltre	TOTALE
	Fino a 49 addetti	Da 50 a 249 addetti	Totale		
<i>valori assoluti</i>					
Industrie alimentari, delle bevande e del tabacco	15.053	4.664	19.717	6.586	26.302
Industrie tessili e dell'abbigliamento	14.773	4.749	19.523	3.481	23.004
Industrie conciarie, fabbr. di prodotti in cuoio, pelle e similari	4.434	1.151	5.584	480	6.065
Industrie del legno e del mobile	10.965	2.117	13.082	922	14.004
Fabbr. pasta-carta, carta e prodotti di carta; stampa ed editoria	9.884	3.106	12.990	4.187	17.177
Coke, raffinerie, chimiche e farmaceutiche, gomma e plastica	9.841	7.834	17.675	12.883	30.558
Fabbr. di prodotti della lavorazione di minerali non metalliferi	9.737	2.821	12.558	3.579	16.137
Produzione di metallo e fabbricazione di prodotti in metallo	19.656	6.881	26.537	4.906	31.444
Fabbr. macchine e app. meccanici, elettr. e ottici; mezzi di trasp.	22.525	14.253	36.778	24.559	61.337
Altre industrie manifatturiere	2.911	636	3.547	259	3.806
Totale	119.781	48.210	167.991	61.842	229.833
<i>% di colonna</i>					
Industrie alimentari, delle bevande e del tabacco	12,6	9,7	11,7	10,6	11,4
Industrie tessili e dell'abbigliamento	12,3	9,9	11,6	5,6	10,0
Industrie conciarie, fabbr. di prodotti in cuoio, pelle e similari	3,7	2,4	3,3	0,8	2,6
Industrie del legno e del mobile	9,2	4,4	7,8	1,5	6,1
Fabbr. pasta-carta, carta e prodotti di carta; stampa ed editoria	8,3	6,4	7,7	6,8	7,5
Coke, raffinerie, chimiche e farmaceutiche, gomma e plastica	8,2	16,2	10,5	20,8	13,3
Fabbr. di prodotti della lavorazione di minerali non metalliferi	8,1	5,9	7,5	5,8	7,0
Produzione di metallo e fabbricazione di prodotti in metallo	16,4	14,3	15,8	7,9	13,7
Fabbr. macchine e app. meccanici, elettr. e ottici; mezzi di trasp.	18,8	29,6	21,9	39,7	26,7
Altre industrie manifatturiere	2,4	1,3	2,1	0,4	1,7
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>% di riga</i>					
Industrie alimentari, delle bevande e del tabacco	57,2	17,7	75,0	25,0	100,0
Industrie tessili e dell'abbigliamento	64,2	20,6	84,9	15,1	100,0
Industrie conciarie, fabbr. di prodotti in cuoio, pelle e similari	73,1	19,0	92,1	7,9	100,0
Industrie del legno e del mobile	78,3	15,1	93,4	6,6	100,0
Fabbr. pasta-carta, carta e prodotti di carta; stampa ed editoria	57,5	18,1	75,6	24,4	100,0
Coke, raffinerie, chimiche e farmaceutiche, gomma e plastica	32,2	25,6	57,8	42,2	100,0
Fabbr. di prodotti della lavorazione di minerali non metalliferi	60,3	17,5	77,8	22,2	100,0
Produzione di metallo e fabbricazione di prodotti in metallo	62,5	21,9	84,4	15,6	100,0
Fabbr. macchine e app. meccanici, elettr. e ottici; mezzi di trasp.	36,7	23,2	60,0	40,0	100,0
Altre industrie manifatturiere	76,5	16,7	93,2	6,8	100,0
Totale	52,1	21,0	73,1	26,9	100,0

Una notazione ulteriore merita la scomposizione tra micro-piccole e medie imprese all'interno del raggruppamento delle PMI.

All'interno di questo segmento dimensionale di imprese è il legno e mobilio a registrare il peso più consistente della componente micro-piccola impresa (83,8% del valore aggiunto totale), e

specularmene il peso più contenuto della media (16,2%), mentre sono il settore chimico-farmaceutico, gomma e plastica da un lato, e quello relativo alla fabbricazione di macchine e apparecchi meccanici, elettrici e ottici, mezzi di trasporto dall'altro, a presentare, in analogia a quanto verificato per la grande impresa, una

incidenza più marcata nella formazione del prodotto lordo per la media impresa (rispettivamente 44,3% e 28,8%).

5. L'articolazione provinciale delle stime dell'Istituto Tagliacarne

I dati esaminati sono stati elaborati a partire dalla dimensione territoriale provinciale. Nelle serie elaborate dall'Istituto Tagliacarne è pertanto possibile scendere nel dettaglio territoriale, e verificare il contributo della piccola e media impresa alla formazione del prodotto lordo a livello locale.

La graduatoria relativa al peso del valore aggiunto delle piccole e medie imprese (tab. 4) è capeggiata da Prato, provincia in cui ben il 99,5% del prodotto manifatturiero proviene da questo segmento.

La provincia toscana è a sua volta seguita da alcuni territori del Mezzogiorno, tra i quali Enna, Oristano, Trapani, Agrigento, Crotona, Benevento, Ragusa, Catanzaro, Vibo Valentia (tutte con un peso del valore aggiunto PMI superiore al 90%), ma anche del Nord-Ovest (Imperia, al sesto posto, con un'incidenza pari al 94,6%) e da altre realtà del Centro dell'Italia (Viterbo, Pistoia, Pesaro e Urbino, aree sempre al di sopra del 90%).

Per trovare la prima provincia nord-orientale si deve scendere nella lista alla ventiseiesima posizione, in cui si colloca Rimini (83,1%), seguita a breve distanza da Padova (83%).

Le zone in cui il contributo della componente PMI si riduce notevolmente, scendendo al di sotto del 60%, sono Trieste nel Nord-Est (58,7%), Torino nel Nord-Ovest (56,1%), Latina e Frosinone nel Centro (rispettivamente 57,4% e 51,3%) e Potenza, Siracusa, Taranto, Caltanissetta e L'Aquila (valore più basso riscontrato, pari a 42,2%) nel Sud del Paese.

Come si può notare, la distribuzione territoriale ottenuta non presenta una così spiccata omogeneità nella sua diffusione; sembra piuttosto seguire la dimensione demografica dei territori (molte altre grandi province italiane come Roma, Milano, Napoli, ecc., oltre alla già citata Torino, si collocano sulla parte destra della graduatoria).

Riprendendo invece il tema del ruolo della componente più "qualificata" della base imprenditoriale, ampiamente trattata all'interno del Rapporto 2005 dell'Istituto Tagliacarne, è interessante enucleare la componente "media" presente all'interno dell'universo delle PMI

presenti nelle province italiane.

La graduatoria che si ottiene, presentata nella successiva tab. 5, riflette il peso del valore aggiunto proveniente da questo specifico segmento, evidenziando una disposizione dei territori molto aderente ai livelli di industrializzazione degli stessi: Teramo, Lecco, Pordenone, Biella, Vicenza (aree in cui il peso delle medie imprese manifatturiere si aggira intorno la 30% del valore aggiunto); all'opposto, in fondo alla classifica si ritrovano realtà a maggior vocazione terziaria come Agrigento, Reggio Calabria, Imperia, ecc.

Se può apparire probabilmente scontato che ciò si debba alla maggiore dimensione media intrinseca delle attività manifatturiere rispetto al quelle agricole, edili e terziarie, è anche evidente che laddove l'attività industriale è caratterizzata da una presenza consistente di medie imprese, queste contribuiscono in misura accentuata, sempre in virtù del loro peso specifico, ad "esaltare" il contributo dell'industria alla formazione del valore aggiunto dell'economia locale.

Al fine di ottenere una ulteriore riprova del fenomeno, nel grafico a dispersione presentato nella fig. 2 sono stati posti in relazione da una lato, il ruolo delle medie imprese nella formazione del prodotto lordo manifatturiero, dall'altro, il peso esercitato dalle attività industriali sul valore aggiunto complessivo di ciascuna provincia. Come si può verificare con chiarezza, la disposizione dei punti corrispondenti alle province è lineare e crescente, a testimonianza di una stretta correlazione rilevabile tra i due fenomeni, misurata da un coefficiente r di correlazione pari a 0,7.

Sempre prendendo a riferimento il livello del contributo delle medie imprese al prodotto lordo manifatturiero, si evidenzia un'ulteriore relazione, inerente in senso più lato i livelli dello sviluppo economico locale. Assumendo quale indicatore segnaletico di quest'ultimo aspetto il valore aggiunto per abitante, si evidenzia infatti un migliore posizionamento delle province in cui è maggiore il peso delle medie imprese.

Nella tab. 6 le province italiane sono state bipartite in base al peso delle medie imprese sul totale (sopra e sotto la media nazionale): i relativi indicatori calcolati confermano le affermazioni fatte in precedenza, posto che le 40 province in cui il ruolo delle medie imprese è più marcato presentano un valore aggiunto pro capite dell'11,1% superiore alla media, detenendo contemporaneamente una quota più elevata di

Tabella 4: Graduatoria decrescente delle province in base all'incidenza % del valore aggiunto ai prezzi base delle PMI sul settore manifatturiero - anno 2003

n.	Province	%	n.	Province	%
1)	Prato	99,5	54)	Nuoro	75,8
2)	Enna	99,2	55)	Biella	75,8
3)	Oristano	98,0	56)	Lucca	75,7
4)	Trapani	98,0	57)	Bergamo	75,6
5)	Agrigento	97,7	58)	Pordenone	74,4
6)	Imperia	94,6	59)	Cremona	74,0
7)	Crotone	93,6	60)	Forli	73,7
8)	Benevento	93,3	61)	Alessandria	73,5
9)	Ragusa	93,3	62)	Foggia	72,7
10)	Catanzaro	92,7	63)	Modena	72,5
11)	Viterbo	92,5	64)	Novara	72,4
12)	Pistoia	92,3	65)	Napoli	70,8
13)	Vibo Valentia	91,8	66)	Bolzano	70,6
14)	Pesaro e Urbino	90,1	67)	Brindisi	70,1
15)	Cosenza	88,0	68)	Parma	70,0
16)	Salerno	87,6	69)	Milano	70,0
17)	Teramo	86,4	70)	Sondrio	69,9
18)	Lecco	86,4	71)	Mantova	69,1
19)	Lecce	85,1	72)	Ravenna	68,8
20)	Verbania-Cusio-Ossola	85,0	73)	Verona	68,2
21)	Macerata	84,8	74)	Pescara	68,0
22)	Arezzo	84,6	75)	Campobasso	67,7
23)	Palermo	84,6	76)	Terni	67,7
24)	Massa Carrara	84,3	77)	Bologna	67,2
25)	Ascoli Piceno	83,5	78)	Ancona	67,0
26)	Rimini	83,1	79)	Roma	66,4
27)	Padova	83,0	80)	Matera	65,7
28)	Reggio Calabria	82,7	81)	Cagliari	65,6
29)	Brescia	82,4	82)	Genova	65,5
30)	Pavia	82,2	83)	Caserta	65,1
31)	Como	81,9	84)	Gorizia	64,7
32)	Bari	81,5	85)	Vercelli	64,3
33)	Vicenza	81,0	86)	Venezia	63,8
34)	Perugia	80,8	87)	Chieti	63,5
35)	Rovigo	80,5	88)	La Spezia	63,2
36)	Treviso	80,2	89)	Ferrara	62,8
37)	Siena	79,8	90)	Rieti	62,7
38)	Avellino	79,8	91)	Savona	62,5
39)	Pisa	79,5	92)	Cuneo	61,4
40)	Messina	79,4	93)	Livorno	60,9
41)	Grosseto	79,3	94)	Belluno	60,1
42)	Asti	79,0	95)	Trieste	58,7
43)	Udine	78,1	96)	Latina	57,4
44)	Aosta	77,9	97)	Torino	56,1
45)	Trento	77,6	98)	Potenza	55,0
46)	Piacenza	77,4	99)	Siracusa	53,9
47)	Isernia	77,3	100)	Taranto	52,3
48)	Firenze	77,3	101)	Frosinone	51,3
49)	Lodi	77,1	102)	Caltanissetta	50,5
50)	Varese	77,0	103)	L'Aquila	42,2
51)	Catania	77,0			
52)	Sassari	76,9		Italia	73,1
53)	Reggio Emilia	75,9			

Fonte: Istituto Tagliacarne

Tabella 5: Graduatoria decrescente delle province in base all'incidenza % del valore aggiunto ai prezzi base delle medie imprese sul settore manifatturiero - anno 2003

n.	Province	%	n.	Province	%
1)	Teramo	36,4	54)	Lucca	18,7
2)	Lecco	33,7	55)	Parma	18,6
3)	Pordenone	33,2	56)	Ascoli Piceno	18,6
4)	Gorizia	30,4	57)	Frosinone	17,7
5)	Biella	29,5	58)	Terni	17,5
6)	Vicenza	29,2	59)	Pisa	17,1
7)	Lodi	29,0	60)	Alessandria	16,9
8)	Pesaro e Urbino	28,6	61)	Salerno	16,8
9)	Trento	28,0	62)	Savona	16,6
10)	Novara	28,0	63)	Ferrara	16,5
11)	Como	28,0	64)	Latina	16,4
12)	Cremona	28,0	65)	Firenze	16,3
13)	Viterbo	27,6	66)	Siena	16,3
14)	Reggio Emilia	27,6	67)	Caserta	16,2
15)	Bergamo	27,5	68)	Avellino	15,8
16)	Vercelli	26,9	69)	Bari	15,7
17)	L'Aquila	26,4	70)	Rimini	15,4
18)	Treviso	26,4	71)	Pescara	15,3
19)	Asti	26,0	72)	Trieste	15,0
20)	Mantova	25,8	73)	Arezzo	14,9
21)	Bologna	25,5	74)	Enna	14,7
22)	Brescia	25,4	75)	Brindisi	14,2
23)	Ancona	25,2	76)	Lecce	14,0
24)	Ravenna	25,1	77)	Massa Carrara	13,6
25)	Pavia	24,8	78)	Cagliari	13,3
26)	Piacenza	24,5	79)	Crotone	13,3
27)	Rovigo	24,0	80)	Livorno	12,8
28)	Varese	23,9	81)	Pistoia	12,6
29)	Padova	23,6	82)	Roma	12,0
30)	Verona	23,1	83)	Grosseto	12,0
31)	Modena	22,8	84)	Messina	11,8
32)	Udine	22,8	85)	Foggia	11,1
33)	Verbania-Cusio-Ossola	22,7	86)	La Spezia	10,8
34)	Macerata	22,6	87)	Catania	10,6
35)	Campobasso	22,0	88)	Oristano	10,3
36)	Matera	21,9	89)	Sassari	10,2
37)	Isernia	21,9	90)	Siracusa	9,9
38)	Torino	21,8	91)	Napoli	8,9
39)	Rieti	21,4	92)	Ragusa	8,7
40)	Sondrio	21,3	93)	Genova	8,6
41)	Potenza	20,8	94)	Palermo	8,4
42)	Cuneo	20,6	95)	Nuoro	8,1
43)	Milano	20,4	96)	Reggio Calabria	7,8
44)	Forli	20,4	97)	Taranto	7,8
45)	Aosta	20,3	98)	Trapani	7,7
46)	Perugia	20,3	99)	Imperia	6,9
47)	Bolzano	19,9	100)	Catanzaro	6,7
48)	Vibo Valentia	19,6	101)	Cosenza	6,6
49)	Benevento	19,5	102)	Caltanissetta	6,6
50)	Chieti	19,5	103)	Agrigento	2,3
51)	Belluno	18,9			
52)	Venezia	18,9		Italia	21,0
53)	Prato	18,9			

Fonte: Istituto Tagliacarne

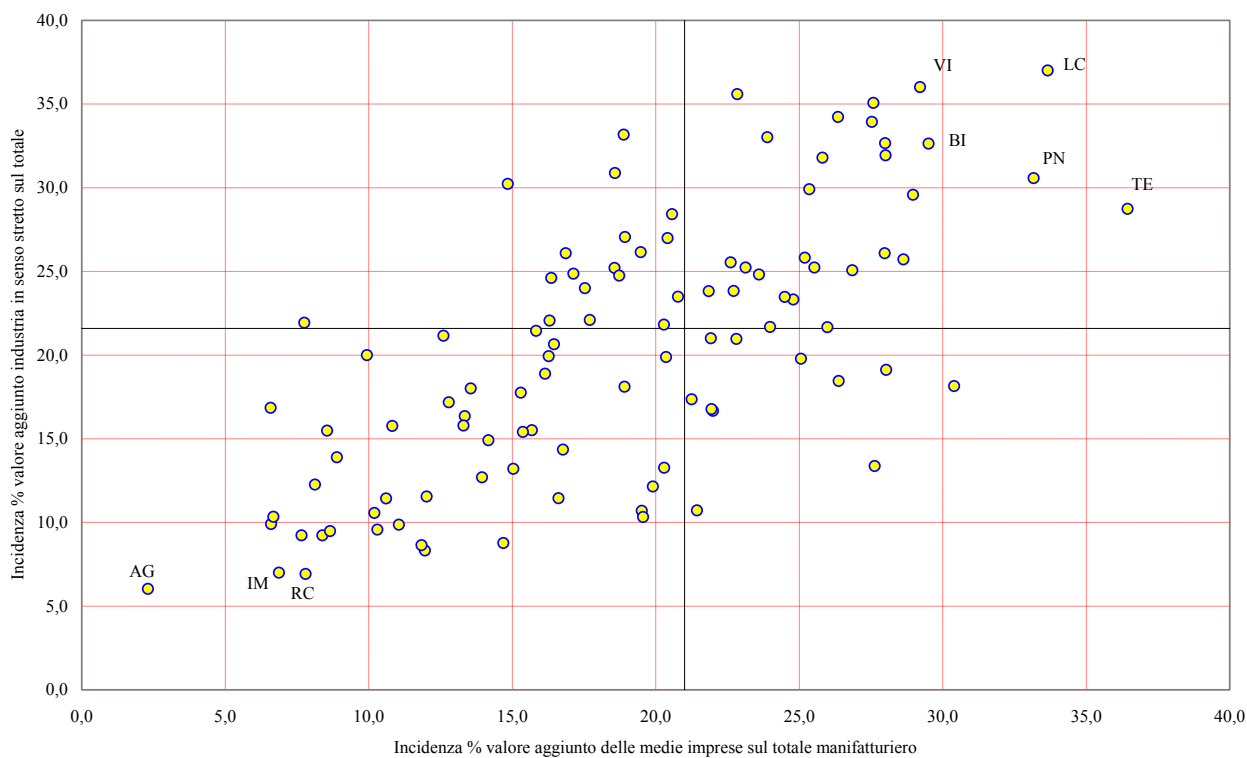


Figura 2: Relazione tra incidenza % delle medie imprese nella formazione del valore aggiunto manifatturiero e corrispondente peso % delle attività industriali in senso stretto sul valore aggiunto complessivo – anno 2003. Fonte: Istituto Tagliacarne

valore aggiunto industriale (27,5% contro il 21,5% dell'intero Paese), e una più contenuta per quanto riguarda la componente terziaria (64,4% contro 70,9%).

Tabella 6: Province con contributo alla formazione del valore aggiunto manifatturiero inferiore e superiore alla media nazionale - anno 2003

Incidenza % valore aggiunto delle medie imprese sul totale manifatturiero	Numero province	% val. agg. industria in senso stretto	% valore aggiunto servizi	N.I. (Italia=100) val. agg. per abitante
Inferiore alla media	63	18,0	74,7	94,5
Superiore alla media	40	27,5	64,4	111,1
Totale	103	21,5	70,9	100,0

Fonte: Istituto Tagliacarne

Differenze di genere dell'adattamento italiano della CDS

Raffaele Cioffi

Dipartimento di Scienze Biomediche
Università degli Studi "G. d'Annunzio" di Chieti-Pescara
rcioffi@unich.it

Sommario

Nel presente lavoro abbiamo esaminato la struttura fattoriale della versione italiana della Children Depression Scale (CDS). Abbiamo analizzato i questionari di 592 soggetti (9-16 anni) ed abbiamo considerato due precedenti strutture a due fattori e a tre fattori. Come primo passo abbiamo replicato la struttura a due fattori con un'analisi fattoriale confermativa, considerando le correlazioni fra gli errori quando sono presenti item appaiati, per i maschi, per le femmine e per il campione totale. In secondo luogo, con un'analisi multi-gruppo abbiamo confrontato le strutture della CDS rispetto alla variabile genere. Dai risultati di queste ultime analisi abbiamo concluso che l'Inadeguatezza non si differenzia per sesso ed il Senso di Colpa sembra più presente nelle femmine che nei maschi.

1 Introduzione

L'adattamento italiano della Childrens Depression Scale (CDS) (Gori-Savellini, Morino-Abbele, (1984)) è un questionario di depressione composto da 55 item (18 dei quali, detti di piacere, hanno soltanto valenza clinica all'interno del test e di conseguenza, come si sostiene nel manuale del test, nessun peso statistico / fattoriale) raggruppati in due fattori: Inadeguatezza e Senso di Colpa (la struttura fattoriale è stata ottenuta con un'Analisi Fattoriale Esplorativa, Metodo delle Componenti Principali per l'estrazione dei fattori, Rotazione Varimax). L'Inadeguatezza tende a far vivere il ragazzo come poco utile per gli altri, dipendente e con scarsa autostima, col Senso di Colpa si associano il timore di deludere la famiglia, l'incapacità affettiva e la paura di non gratificare i genitori. Entrambi i fattori non sono sovrapponibili alla versione originale (in lingua inglese) del test (Lang, Tisher, 1980, 1983, 1987).

Cioffi (2000) propone un modello alternativo della CDS italiana (a tre fattori). Recentemente Vidotto et. alt. (in giudizio) hanno ritenuto opportuno modificare i due modelli descritti in Cioffi (2000) introducendo la stima dei parametri di correlazione tra gli errori associati a tali item. Nel loro lavoro, in prima battuta hanno calcolato le matrici di

struttura ottenute utilizzando un modello a 2 ed un modello a 3 componenti (metodo delle Componenti Principali e Rotazione Oblimin (delta = 0)). Per una migliore valutazione dei modelli, hanno condotto due analisi fattoriali confermativa (una per il modello a 2 fattori e l'altra per il modello a 3 fattori) utilizzando le stime di Massima Verosimiglianza (ed introducendo l'ipotesi di correlazione fra gli errori di item a coppie). Dalla lettura dei risultati è apparso evidente che l'introduzione delle correlazioni tra gli errori comporta un miglioramento degli indici di bontà di adattamento in entrambi i modelli. Gli autori sono concordi nell'accettare la versione a due fattori a scapito di quella a tre fattori correlati. Infatti, anche se considerando Abd El Khalek (1993), Tisher et. alt. (1992), Patton, Burnett (1993) e Reynolds (1994), in cui vengono ipotizzate più soluzioni poli-fattoriali per la CDS italiana, risulterebbe difficile accettare la versione a tre fattori correlati. Gli item della scala Preoccupazione avrebbero un'elevata correlazione con il Senso di Colpa e sarebbero caratterizzati da un significato non molto diverso tra loro. Ciò fa propendere, come già ipotizzato da Gori-Savellini, Morino-Abbele (e da Lang, Tisher, 1978 1983), verso una soluzione bi-fattoriale (Inadeguatezza e Senso di Colpa) con più sottoraggruppamenti.

2 Obiettivi e Metodi

Si tenta di individuare una possibile differenziazione del test rispetto alla variabile *genere* utilizzando la tecnica multi-gruppo rispetto alla versione a due fattori correlati (introduzione degli item a coppie).

La tecnica di “*Multi-sample analysis*” (Bollen, 1989) si propone di confrontare tra loro dei modelli di equazioni strutturali applicati a diversi campioni che possono differenziarsi per determinate caratteristiche. L’idea di base è che la stima simultanea di una serie di parametri consenta di saggiare una serie di ipotesi sull’omogeneità dei gruppi. Considerato un insieme di G gruppi, si assume che il modello strutturale, espresso dalle tre equazioni:

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (1)$$

$$x = \Lambda_x\xi + \delta; \quad (2)$$

$$y = \Lambda_y\eta + \varepsilon \quad (3)$$

sia lo stesso per ciascun gruppo considerato. Per ciascuno dei G gruppi saranno definite le otto matrici di covarianza dei parametri espresse nei modelli di equazione strutturale: $\Lambda^{(g)}_x$, $\Lambda^{(g)}_y$, $B^{(g)}$, $\Gamma^{(g)}$, $\Phi^{(g)}$, $\Psi^{(g)}$, $\Theta^{(g)}_{\varepsilon}$, $\Theta^{(g)}_{\delta}$, in cui g indica il generico gruppo, con $g=1, 2, \dots, G$. Le ipotesi imposte al modello riguarderanno i vari parametri delle matrici sottoposti a determinati vincoli. A partire dall’ipotesi più generale, l’invarianza delle strutture di covarianza tra le variabili osservate, si passa in successione alla definizione di vincoli sempre più restrittivi circa l’uguaglianza delle matrici di parametri. Le ipotesi dipendono dagli obiettivi della ricerca e dal tipo di modello utilizzato ma, in generale, seguono un percorso definito che può riassumersi in tre punti:

(1) confronto tra le strutture fattoriali (Λ);

(2) confronto tra le matrici di varianze e covarianze dei fattori (Φ);

(3) confronto tra coefficienti di regressione (B e Γ). Altri confronti possono comprendere le varianze d’errore (Θ_{ε} , Θ_{δ} , Ψ).

Il campione è composto da 592 studenti del centro Italia (286 maschi e 306 femmine; età media: 12.44; dev.st.: 2.28). La compilazione è stata in forma anonima. Per l’analisi multi gruppo, sono stati impiegati due sotto raggruppamenti (200 maschi e 200 femmine, estrazione casuale appaiata per età) del campione originale.

3 Risultati

Dopo aver effettuato la verifica del requisito di normalità di tutte le distribuzioni in oggetto, per quanto concerne la stima degli indici di bontà di adattamento si sono ottenuti i seguenti risultati:

Tre fattori obliqui (campione totale): $\chi^2 = 2275.052$ (gl = 619, $p < .001$), CFI (*Comparative Fit Index*) = .830, NNFI (*Non Normed Fit Index*) = .817, RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) = .069 (RMSEA 90% = .066 - .072);

Tre fattori obliqui (maschi): $\chi^2 = 1087.542$ (gl = 619, $p < .001$), CFI = .844, NNFI = .832, RMSEA = .062 (RMSEA 90% = .056 - .068);

Tre fattori obliqui (femmine): $\chi^2 = 1062.152$ (gl = 619, $p < .001$), CFI = .850, NNFI = .839, RMSEA = .056 (RMSEA 90% = .049 - .062).

Nella figura 1 si riporta il modello fattoriale, per come viene rappresentato dal programma LISREL.

Le correlazioni fra i fattori risultano:

- campione totale = .650,
- maschi = .633,
- femmine = .677.

Per quanto concerne l’analisi multi gruppo, il confronto tra gruppi (rispetto la variabile genere). deve seguire una serie di ipotesi sempre più restrittive (Jöreskog, Sörbom, 1996) a partire dal confronto tra le matrici di varianze e covarianze osservate. Ciascuna ipotesi più restrittiva ha senso solo se la precedente risulta non significativa. Unica eccezione il confronto tra le matrici di varianze e covarianze, che dovrebbe risultare significativo, altrimenti vuol dire che i gruppi non si differenziano tra loro e pertanto il confronto fra gruppi non ha senso. Di seguito sono riportati gli esiti delle due ipotesi testate sull’intero test:

(I) Confronto Fra Matrici ($H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2$): $\chi^2 = 4996.02$, $df = 703$, $p < .001$):

- maschi: $\chi^2 2592.73$, GFI (*Goodness of Fit Index*) = .872, RMSEA = .049;
- femmine: $\chi^2 2403.99$, GFI = .872, RMSEA = .049.

(II) Confronto Fra Strutture ($H_0 : k_1 = k_2$): $\chi^2 = 6872.22$, $df = 1238$, $p < .001$):

- maschi: $\chi^2 3827.63$, GFI = .764, RMSEA = .026;
- femmine: $\chi^2 3043.56$, GFI = .764, RMSEA = .026.

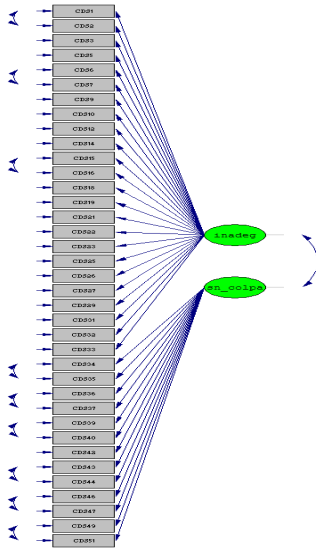


Figura 1: Modello della CDS

L'ipotesi di invarianza tra le matrici di varianze e covarianze (I) ha dato come risultato una differenza significativa tra i due gruppi, e questo ci fa propendere per l'esistenza di due strutture differenti del modello base nei due gruppi. Tale ipotesi viene in qualche modo confermata nel secondo test che abbiamo condotto (ipotesi II), quello che mette a confronto le strutture del modello nei due gruppi. Dalle analisi ora condotte, si evince quindi che il modello subisce dei cambiamenti a seconda del sesso del soggetto.

Per analizzare più in dettaglio queste differenze abbiamo calcolato i punteggi fattoriali dei soggetti. Tali punteggi sono stati calcolati utilizzando la matrice dei "Factor Score Regressions" (FS):

$$F = D \cdot FS$$

in cui **D** è la matrice dei punteggi grezzi e **F** la matrice che si ottiene dei punteggi fattoriali. Su questi punteggi abbiamo eseguito un'Analisi della varianza per valutare le differenze tra maschi e femmine nei fattori:

Inadeguatezza: Maschi (media: .035, ds: .990); Femmine (media: -.033, ds: 1.010); per $F = .683$; $df_{total} = 591$; $p = .409$;

Senso di Colpa: Maschi (media: -.136, ds: .996); Femmine (media: .127, ds: .988) per $F = 10.337$; $df_{total} = 591$; $p < .05$.

Per valutare la dimensione degli effetti abbiamo riportato il coefficiente d di Cohen e la correlazione della dimensione dell'effetto r (Cohen, 1988):

Inadeguatezza: $d = .068$, $r = .039$,

Senso di Colpa: $d = .265$ $r = .131$.

Il coefficiente d di Cohen si calcola nella seguente maniera:

$$d = M_1 - M_2 / s_{pooled}$$

dove:

$$s_{pooled} = \sqrt{[(s_1^2 + s_2^2) / 2]};$$

mentre la correlazione della dimensione dell'effetto r è data dalla formula:

$$r = d / \sqrt{d^2 + 4}.$$

Tale risultato è stato ulteriormente approfondito con una successiva Analisi della varianza sui Punteggi Grezzi Medi al Fattore rispetto alla variabile genere:

- Inadeguatezza: Maschi (media: 3.898, ds: .767); Femmine (media: 3.873, ds: .768) per $F = .157$; $df_{total} = 591$; $p = .692$;
- Senso di Colpa: Maschi (media: 3.444, ds: .846); Femmine (media: 3.661, ds: .833) per $F = 9.980$; $df_{total} = 591$; $p < .05$.

Anche in questo caso abbiamo riportato la dimensione degli effetti:

- Inadeguatezza (ξ_1): $d = .033$, $r = .016$,
- Senso di Colpa (ξ_2): $d = .258$ $r = .128$.

4 Conclusioni

Nel presente articolo abbiamo approfondito i lavori di Vidotto et al. (in stampa) e Cioffi (in stampa) sull'adattamento italiano della Childrens Depression Scale (Gori-Savellini, Morino-Abbele, 1984) riproponendo un'analisi multi gruppo rispetto alla variabile genere. Dalle analisi ora riportate, si nota come la differenza fra maschi e femmine sia significativa per il secondo fattore (Senso di Colpa). Sembra infatti che i maschi siano meno propensi a sviluppare stati d'animo particolarmente auto-punitivi rispetto alle donne. Ciò è in linea con la teoria dell'adattamento italiano della CDS (Gori-Savellini, Morino-Abbele, 1984). Non vi sarebbe, pertanto una differenza significativa per quanto riguarda il primo fattore (Inadeguatezza). Questi risultati, quindi, propendono per una possibile ri-taratura del test (versione maschile e versione femminile), in cui si ipotizza un doppio punteggio: l'Inadeguatezza, stimabile su una stessa retta ed il

Senso di Colpa, stimabile su due rette (maschile e femminile).

Riferimenti bibliografici

Bollen K.A., (1989). *Structural equations with latent variables*. Wiley-Interscience.

Cioffi R., (2000). Modelli Fattoriali della Childrens Depression Scale. *TPM: Testing, Psicometria e Metodologia*, 7 (1), 19-32.

Cohen J., (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Earlbaum Associates.

Gori-Savellini S., Morino-Abbele F., (1984). *Childrens Depression Scale*. Firenze: O.S.

Jöreskog K.G., Sörbom D., (1996). *LISREL 8 User's Reference Guide*: Scientific Software International, Chicago.

Lang M., Tischer M., (1980). *Childrens Depression Scale*. Victoria: Australian Council for Educational Research Limited, Hawthorn.

Lang M., Tischer M., (1978). *Childrens Depression Scale:*

Research Edition. Melbourne: The Australian Council for Educational Research Limited.

Lang M., Tischer M., (1983). *Childrens Depression Scale: Second Research Edition*. Melbourne: The Australian Council for Educational Research Limited.

Lang M., Tischer M., (1987). *Childrens Depression Scale Manual, North American Edition*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

Patton W., Burnett P.C., (1993). The Childrens Depression Scale: Assessment of factor structure with data from a normal adolescent population. *Adolescence*, 28 (110), 315-324.

Reynolds W. M., (1994). Assessment of depression in children and adolescent by self-report questionnaires. *Psychoeducational Research & Training*, 209-234.

Tisher M., Lang-Takac E., Lang M., (1992). The Children's Depression Scale: review of Australian and averseas axperience. *Australian Journal of Psychology*, 44, 27-35.

Vidotto G., Cioffi R., Guicciardi M., Pastore M., (in giudizio). Una revisione critica dell'Adattamento Italiano della Childrens Depression Scale. *Bollettino di Psicologia Applicata*.