

L'Analisi Statistica Multivariata per la Valutazione della *Patient e Job Satisfaction*

Indice

Premessa

Sezione I –Analisi Statistica Multivariata per la Valutazione della Patient Satisfaction

- 1 Introduzione
- 2 Un'indagine di day-hospital: descrizione dei dati
- 3 Il pretrattamento dei dati con scala ordinale
- 4 L'analisi della co-inerzia per tabelle totalmente sovrapponibili per la valutazione dei servizi attesi e percepiti
 - 4.1 La valutazione dei “gap” individuali
 - 4.2 L'analisi delle differenze e le informazioni esterne
- 5 L'analisi statistica multidimensionale un'approccio non parametrico alla valutazione della patient satisfaction
 - 5.1 L'analisi in componenti principali non lineare
 - 5.2 L'analisi delle corrispondenze multiple per variabili ordinali.
 - 5.3 La valutazione della patient satisfaction con l'analisi delle corrispondenze multiple per variabili ordinali
- 6 La valutazione della patient satisfaction con metodi parametrici
 - 6.1 Il modello di regressione logistica
 - 6.2 Il modello ad equazioni strutturali
 - 6.2.1 La costruzione del modello
 - 6.2.2 Analisi fattoriale e verifica dell'attendibilità dei costrutti latenti
 - 6.2.3 La stima dei parametri e delle variabili latenti
 - 6.2.4 L'analisi dei risultati con il partial least squares
 - 6.2.5 L'analisi dei risultati con il Lisrel
- 7 Conclusioni

Sezione II - Modelli multilivello per la valutazione della soddisfazione per il lavoro nel settore dei servizi sociali

- 1 L'analisi statistica multidimensionale della job satisfaction
- 2 Le principali ipotesi sulle determinanti della *job satisfaction*
- 3 Il modello multilivello utilizzato per l'analisi della *job satisfaction*
- 4 I risultati dell'analisi multilivello della *job satisfaction*
- 5 Un'analisi comparata delle diverse specificazioni multilivello

Bibliografia

Appendice A

Appendice B

Premessa

Nella valutazione dei servizi alla persona di pubblica utilità (SPPU), quali i servizi sanitari, ai concetti di *efficacia* ed *efficienza* bisogna affiancare un concetto più ampio di *qualità* (Gori e Vittadini; 1999). Tale concetto deve essere valutato sia mediante la rispondenza dell'organizzazione sanitaria a determinati standard che mediante la rilevazione del gradimento di quanti a diverso titolo si interfacciano con l'organizzazione stessa (*patient e job satisfaction*). È intuitivo osservare che anche se la misurazione dell'efficacia si lega alla valutazione dell'outcome (assimilato ai risultati sullo stato psico-fisico-culturale degli utenti ed in genere valutato mediante le scale SF 36 e SF 12) e quella dell'efficienza all'output (giornate di degenza, prestazioni assistenziali in genere), entrambe sono collegate tra loro: in effetti i diversi output portano a generare l'outcome, e sono strettamente legati al concetto di qualità sia effettivamente erogata che percepita. Conseguentemente se l'efficienza, l'efficacia e la misura dell'outcome sono tre aspetti ben distinti nella produzione dei SPPU è altrettanto vero che il management sanitario non può prescindere da una valutazione che tenga conto anche delle interrelazioni esistenti tra tali elementi (Vittadini, 2004).

L'analisi statistica della soddisfazione, inoltre, per poter effettuare il confronto tra strutture sanitarie differenti, deve essere realizzata con l'ausilio di strumenti statistici che siano in grado anche di eliminare gli effetti non direttamente imputabili alla gestione della struttura. In aggiunta, è importante che si possa tener conto anche del fatto che la complessità dei SPPU spesso porta ad una suddivisione delle responsabilità tra più centri (dipartimenti, reparti, ecc.), rendendo in questi casi necessario l'utilizzo di modelli statistici multilivello.

Una ulteriore considerazione è in riferimento alla natura multivariata della qualità che richiede un'analisi del fenomeno mediante tecniche statistiche che considerano contemporaneamente le diverse dimensioni e permettono di definire se un servizio è realmente in grado di incontrare le esigenze espresse ed implicite dei pazienti.

La presente parte del libro si suddivide in due sezioni, nella prima sono trattati i problemi connessi alla valutazione della *patient satisfaction* (PS), mentre nella seconda quelli connessi alla valutazione della *job satisfaction*.

In riferimento alla prima sezione, dopo una introduzione degli aspetti concettuali legati alla valutazione della PS, ci si è calati nei problemi metodologici, nello studio complesso della valutazione della soddisfazione con tecniche statistiche multivariate. La PS non è legata ad elementi oggettivi e quindi facilmente osservabili, ma ad elementi soggettivi sui quali influiscono notevolmente sia gli elementi cognitivi che quelli emozionali. Oltre alla problematica inerente l'aspetto soggettivo della valutazione, in questa sezione è specificata la scelta del modello concettuale seguito nell'analisi della PS, nonché gli strumenti di analisi dei dati raccolti. Tali dati presentano gli inconvenienti derivanti dalle scale di misurazione di tipo ordinale che necessitano di tecniche di analisi specifiche oppure di operazioni di pretrattamento da effettuare prima di una qualsiasi analisi statistica. Sono rimandate alla letteratura (D'Ambra e al., 2003), invece, le considerazioni inerenti il pretrattamento e la successiva analisi dei dati sull'importanza attribuita alle dimensioni caratteristiche del servizio (Gallo, 2003a) nonché le considerazioni inerenti l'analisi dei reclami. Questi ultimi rappresentano uno strumento d'ascolto della soddisfazione che integra efficientemente le analisi di PS. Sulla scelta dello strumento di analisi da utilizzare, vanno considerate due famiglie di tecniche statistiche: le *parametriche* e quelle *non parametriche*. L'utilizzo delle prime è

auspicabile ogniqualvolta è possibile giustificare le ipotesi alla base dei modelli parametrici. Tuttavia, non sempre tali ipotesi possono essere riscontrate nello studio di fenomeni reali, in tali casi è opportuno l'utilizzo delle tecniche non parametriche. Queste ultime permettono di individuare le relazioni di dipendenza e di interdipendenza tra due o più insiemi di variabili, senza la necessità di dover effettuare alcuna ipotesi probabilistica ed hanno il vantaggio di una maggiore ricchezza interpretativa in quanto presentano un output di tipo grafico. Le tecniche proposte sono state applicate ai dati raccolti in una indagine realizzata tra alcune strutture di day – hospital napoletane.

Nella seconda sezione sono affrontate le problematiche inerenti la valutazione della *job satisfaction*, per la quale il modello concettuale da utilizzare deve considerare le determinanti della soddisfazione degli operatori in relazione al lavoro ed in particolare le relazioni tra lavoratore e management: sentimento di appartenenza, condivisione degli obiettivi, ecc. Dopo aver affrontato in modo critico tale problematica, si è fatto uso dei dati di una indagine nel settore dei servizi sociali promossa nel 1998 in Italia dalla *Fondazione Italiana per il Volontariato* e dalla *Fondazione Europa Occupazione*, per illustrare le potenzialità dei modelli multilivello calati nel contesto della *job satisfaction*. In particolare, L'Analisi in Componenti Principali Non-Lineare è utilizzata per la costruzione di alcuni indicatori della qualità del lavoro, mentre i modelli multilivello sono utilizzati per introdurre la naturale struttura gerarchica dei dati a due livelli (lavoratori e organizzazioni). Infine sono stati effettuati alcuni confronti tra diverse specificazioni del modello.

La presente parte del libro costituisce uno sforzo congiunto di più gruppi di ricerca inerente la presentazione di diverse tecniche statistiche sia parametriche che non, da applicare nei problemi di valutazione della soddisfazione. In particolare, la sezione I del gruppo di ricerca di Napoli, per quanto sviluppata in modo unitario da tutti i coautori può essere così attribuita: i par. 1 e 3 dott. Michele Gallo (Università degli studi di Napoli – L'Orientale), i par. 2 dr. Sergio Maccarone (II Policlinico dell'Università degli studi di Napoli – Federico II), il par. 4 prof. Pietro Amenta (Università del Sannio), il par. 5 prof.ssa Rosaria Lombardo (Seconda Università di Napoli – SUN), il par. 6 dott. Pasquale Sarnacchiaro (Università del Sannio) e prof. Luigi D'Ambra (Università degli studi di Napoli - Federico II), il par. 7 dr. Sergio Maccarone (II Policlinico dell'Università degli studi di Napoli – Federico II) e prof. Luigi D'Ambra (Università degli studi di Napoli - Federico II). La sezione II è stata sviluppata dal prof. Maurizio Carpita (Università degli studi di Brescia).

Luigi D'Ambra
Dipartimento di Matematica e Statistica
Università degli studi di Napoli –
Federico II

Sezione I
*Analisi Statistica Multivariata per la Valutazione
della patient satisfaction*

1. Introduzione

Negli ultimi anni è sempre più forte l'interesse nei confronti delle problematiche inerenti la qualità dei servizi sanitari, intesa come la capacità di soddisfare i bisogni impliciti ed espliciti dei pazienti. Lo studio di tali problematiche ha portato alla formulazione di diversi modelli concettuali per la valutazione della soddisfazione tanto di chi usufruisce direttamente del servizio (*paziente*) quanto di chi lavora a diverso titolo nella struttura (in tal caso si parla di *job satisfaction*)¹. Tali modelli d'ascolto permettono di raccogliere informazioni solo dalla prospettiva di chi lo riceve, che, spesso, non conosce il costo e le difficoltà dell'intervento sanitario richiesto (paziente) o dei problemi gestionali ed organizzativi del servizio (lavoratore).

Limitandoci alla sola PS, bisogna osservare, che i modelli d'ascolto permettono di raccogliere informazioni solo guardando il servizio dalla prospettiva di chi lo riceve, mentre i pazienti, spesso, non conoscono le precise difficoltà derivanti dall'intervento sanitario richiesto. I servizi sanitari, in effetti, si caratterizzano per la presenza di un'asimmetria informativa tra il paziente che deve ricevere il servizio e la struttura erogante. Un elemento di ulteriore difficoltà, è rappresentato dalla natura soggettiva che caratterizza la valutazione del paziente. La sua valutazione infatti è influenzata anche da altri elementi culturali e caratteriali, quali la percezione che il paziente ha della propria salute e della prestazione sanitaria ricevuta, più che dalla salute effettiva o dalla prestazione oggettivamente erogata dalla struttura sanitaria. Inoltre è condizionata dal livello di gravità del suo stato di salute, per cui i soggetti che presentano un quadro clinico "critico" tendono in generale ad attribuire una valutazione meno positiva a parità di prestazione ricevuta. E' osservabile anche una notevole influenza nelle valutazioni determinata da altri fattori, pure questi fuori dal controllo della struttura sanitaria, quali la conoscenza o meno da parte del paziente di strutture sanitarie di eccellenza o la sua esperienza passata in altre strutture sanitarie, oppure la sua professione o il titolo di studio, ecc. In altri termini, la "misurazione" della soddisfazione dei pazienti è condizionata da molti fattori, anche psicologici, poiché riflette sia elementi cognitivi che emozionali (Oliver, 1993).

Una visione completa sul livello qualitativo dei servizi erogati, può essere ottenuta solo se si riesce a tener conto, per quanto possibile, degli effetti imputabili a tali fattori. Per meglio comprendere tale problematica, è necessario separare quelle che sono le prestazioni cliniche in senso stretto (indagini diagnostiche, interventi chirurgici, cure farmacologiche, ecc.) da quelli di ospitalità (trattamento alberghiero, accettazione, disponibilità del personale, capacità di assicurazione ecc.). Delle due categorie, la prima si caratterizza per l'elevata asimmetria informativa e, conseguentemente, per tale categoria, il paziente non può attribuire una valutazione oggettiva al servizio ricevuto. Nei servizi di ospitalità invece l'asimmetria informativa è minore e influisce solo in minima parte sulla valutazione dei servizi ricevuti così che i modelli concettuali di valutazione permettono di ottenere informazioni pertinenti e significative per la valutazione del management sanitario. Del resto i servizi di ospitalità rivestono un ruolo molto importante nel sistema sanitario. È con la valutazione di tali aspetti dei servizi che un modello di PS, congiuntamente all'analisi dei reclami e alla misurazione

¹ Più in generale si parla di *people satisfaction* quando la valutazione è riferita oltre a chi usufruisce direttamente del servizio (utente) o chi lavora con la struttura erogante il servizio (dipendenti, fornitori) anche a quanti a diverso titolo ne usufruisce indirettamente (istituzioni, collettività, familiari, ecc.).

dell'efficacia e l'efficienza, permette al management sanitario di disporre di un adeguato sistema di controllo della struttura sanitaria.

Tra i modelli concettuali proposti in letteratura per la valutazione della soddisfazione, il Servqual si caratterizza per far dipendere la soddisfazione dallo scostamento (*gap*) tra le aspettative e le percezioni degli utenti del servizio ed è quello maggiormente adottato dalla comunità scientifica (Parasuraman ed al., 1985). Tale modello sviluppato per la valutazione della *customer satisfaction* è idoneo a descrivere anche la *patient satisfaction* (figura 1.1).

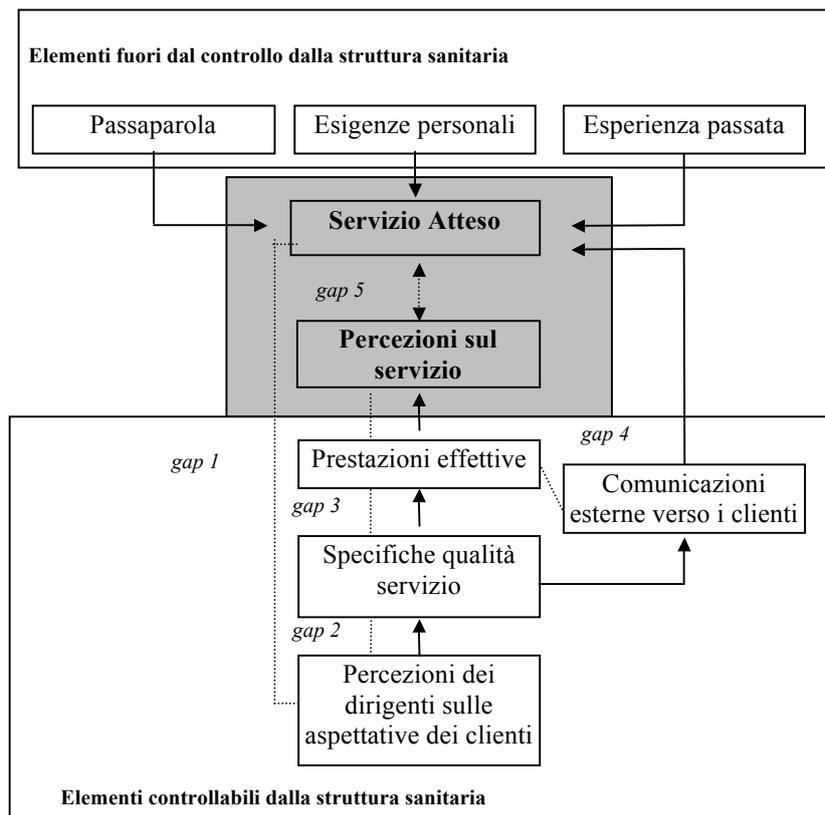


Figura 1.1: Il modello concettuale Servqual si caratterizza per il livello di soddisfazione del paziente (*gap 5*) che è dato della somma di più *gap*. In particolare, *gap 1* mancanza di consapevolezza da parte del management sulle caratteristiche che denotano un'elevata qualità del servizio per i pazienti, *gap 2* difficoltà nel tradurre la comprensione delle aspettative del paziente in specifiche di qualità del servizio, *gap 3* incapacità o difficoltà del personale di rispettare gli standard di servizio eventualmente definiti in un sistema di gestione qualità (UNI EN ISO 9001:2000), *gap 4* la promozione, la pubblicità e gli altri canali di comunicazione creano nel paziente aspettative che influiscono sulla successiva valutazione del servizio erogato.

Nella figura 1.1 è mostrato come le aspettative vengono a formarsi generalmente in modo indipendente dall'azione del management sanitario, in quanto esso può influire sulle aspettative solo in parte, tramite le comunicazioni aziendali. La percezione, invece, è la risultante della somma di più *gap*, che dipendono principalmente dall'organizzazione della struttura sanitaria e sui quali il management aziendale può intervenire in modo più marcato.

Il Servqual nella sua versione classica è caratterizzato dalla individuazione di cinque dimensioni della qualità alle quali corrispondono ventidue item, ognuno dei quali valutati su una scala a sette modalità; ed è in generale quello più utilizzato nella valutazione dei servizi almeno per quanto attiene alla qualità funzionale. Dal 1985 ad oggi sono state proposte molte e disparate varianti al Servqual (Franceschini, 2001). Tra i diversi, Babakus e altri (1992), verificando la validità del modello Servqual, mediante un'indagine sui servizi offerti da alcune aziende sanitarie americane, propongono la riduzione degli item da ventidue a quindici e l'utilizzo di una scala a sole cinque modalità. Tale proposta è condividibile soprattutto in un'ottica di rendere il meno intrusivo possibile lo strumento di valutazione. L'impossibilità, cui si è accennato, da parte del management sanitario di poter intervenire sulle aspettative degli utenti rende molto difficile influire a questo livello per poter determinare un grado di soddisfazione maggiore anche perché, come detto, nel sistema entrano pazienti con esperienze passate, esigenze personali e quadri clinici generali notevolmente differenti l'uno dall'altro. Tali aspetti, però, per quanto difficili da definire, sono anche molto importanti per la verifica della reale efficacia dei servizi forniti. Essi sono pertanto assolutamente necessari all'interno di un modello statistico di analisi, soprattutto se non si vuole incappare nell'errore di premiare le strutture sanitarie che, non ponendosi problemi etici, operano in funzione dei soli obiettivi di efficienza, nella migliore delle ipotesi, oppure meramente opportunistici, legati al sistema di tariffazione *DRG*, come ad esempio selezionare il ricovero dei pazienti accettando solo quelli che presentano, a parità di patologia e, quindi, di tariffa, il quadro clinico meno severo e pertanto i costi più bassi². La PS, tuttavia, richiede la medesima considerazione sulla natura dei dati. Questi ultimi, rappresentando delle valutazioni soggettive, presentano una scala di misura di tipo ordinale (ad esempio "molto insoddisfacente", "insoddisfacente", "non del tutto soddisfacente", "soddisfacente", "molto soddisfacente"), dove se è vero che è possibile dare per certo che, per ogni singolo intervistato, l'attribuzione di "molto soddisfacente" e "soddisfacente" a due diversi aspetti del servizio avviene in base alla sua valutazione che l'aspetto del servizio a cui ha attribuito "molto soddisfacente" è migliore rispetto a quello che ha attribuito "soddisfacente", è altrettanto vero che non ci è dato sapere di quanto il primo sia migliore del secondo.

Al fine di illustrare come procedere all'analisi dei dati sulla soddisfazione dei pazienti si fa uso di una banca dati raccolta presso delle strutture ospedaliere di day hospital.

2. Un'indagine di day-hospital: descrizione dei dati

L'indagine è stata effettuata somministrando dei questionari tesi a valutare, su una scala a cinque modalità, le aspettative e le percezioni dei pazienti mediante una batteria di quindici item, organizzati a loro volta nelle cinque dimensioni dei servizi definiti nel modello Servqual (tabella 2.1). I dati raccolti riguardano anche la professione del paziente, il genere, la residenza, la patologia ed il giudizio sull'ospedale (**G_Osp**), personale medico (**G_Med**), personale infermieristico (**G_Inf**) e sulla struttura (**G_Str**). Dove la scelta del day hospital quale campo della rilevazione è

² Le considerazioni sulla percezione del proprio stato di salute non devono essere sottovalutate nell'ambito di una indagine di customer satisfaction, in quanto da studi sul campo si è potuto osservare come i pazienti che percepiscono uno stato di salute buono tendono in genere ad essere maggiormente soddisfatti.

Dim.	Item	Percentuale delle risposte per le modalità delle Aspettative A (Percezioni P)				
		Molto Insodd.	Insodd.	Non del tutto Soddisf.	Soddisf.	Molto Soddisf.
ASPETTI TANGIBILI A_Tan	L'ospedale ha apparecchiature moderne e funzionanti (A1; P1)	3,52% (19,96%)	0,39% (7,05%)	3,13% (8,41%)	19,96% (22,90%)	72,99% (41,68%)
	La struttura dell'ospedale è in buone condizioni ed è pulita (A2; P2)	0,00% (11,55%)	0,00% (7,44%)	1,17% (10,76%)	7,05% (16,83%)	91,78% (53,42%)
	Il personale dell'ospedale ha un aspetto curato (A3; P3)	1,17% (6,65%)	0,00% (4,89%)	0,39% (5,68%)	6,46% (9,59%)	91,98% (73,19%)
AFFIDABILITA' Aff	Il personale dell'ospedale mi ha fornito i servizi nel momento in cui ha promesso di farlo (A4; P4)	0,00% (3,91%)	0,39% (7,44%)	8,41% (17,61%)	13,70% (11,55%)	77,50% (59,49%)
	Il personale dell'ospedale si è mostrato comprensivo e rassicurante, quando ho avuto un problema (A5; P5)	0,20% (3,91%)	0,39% (5,68%)	11,15% (20,16%)	14,68% (11,15%)	73,58% (59,10%)
	I medici mi hanno fornito accurate informazioni sulla mia malattia (A6; P6)	0,00% (2,35%)	0,00% (5,48%)	1,96% (21,14%)	8,41% (8,81%)	89,63% (62,23%)
CAPACITA' DI RISPOSTA C_Ris	Il personale dell'ospedale spiega con precisione quando verrà prestato il servizio (A7; P7)	0,20% (5,68%)	0,59% (3,72%)	3,91% (5,68%)	10,96% (21,53%)	84,34% (63,41%)
	Il personale dell'ospedale mi ha erogato prontamente il servizio (A8; P8)	0,59% (2,74%)	0,59% (2,74%)	9,59% (7,83%)	18,20% (15,26%)	71,04% (71,43%)
	Il personale dell'ospedale è stato sempre disposto ad aiutarmi (A9; P9)	0,00% (4,89%)	0,00% (1,76%)	5,28% (4,89%)	11,35% (8,61%)	83,37% (79,84%)
CAPACITA' DI RASSICURAZIONE C_Ras	Il comportamento del personale dell'ospedale mi ha ispirato fiducia. (A10; P10)	0,00% (1,76%)	0,39% (1,37%)	0,20% (8,22%)	4,70% (18,59%)	94,72% (70,06%)
	Il personale dell'ospedale ha le conoscenze necessarie per rispondere alle mie domande (A11; P11)	0,00% (2,15%)	0,00% (1,17%)	0,98% (1,55%)	3,52% (19,37%)	95,50% (65,75%)
	Il personale dell'ospedale è sempre stato cortese nei miei confronti (A12; P12)	0,00% (3,13%)	0,20% (1,76%)	0,59% (6,26%)	5,09% (20,74%)	94,13% (68,10%)
	Il personale dell'ospedale riceve un adeguato sostegno dalla direzione per far bene il suo lavoro (A13; P13)	0,39% (3,33%)	0,00% (2,15%)	4,70% (7,24%)	5,28% (24,07%)	89,63% (63,21%)
EMPATIA Emp	Il personale ospedaliero mi ha prestato un'attenzione individuale (A14; P14)	16,63% (28,38%)	9,98% (4,50%)	4,89% (8,22%)	12,72% (13,89%)	55,77% (45,01%)
	Il personale ospedaliero ha avuto a cuore i miei principali interessi (A15; P15)	17,03% (31,31%)	4,70% (5,28%)	14,87% (14,29%)	5,87% (11,94%)	57,53% (37,18%)
	Giudizio complessivo ospedali (G_Osp)	(1,96%)	(3,52%)	(12,33%)	(28,77%)	(53,42%)
	Giudizio complessivo personale medico (G_Med)	(0,98%)	(1,17%)	(2,15%)	(10,37%)	(85,32%)
	Giudizio complessivo personale infermieristico (G_Inf)	(4,11%)	(2,15%)	(7,63%)	(18,79%)	(67,32%)
	Giudizio complessivo struttura (G_Str)	(9,59%)	(8,61%)	(14,09%)	(15,85%)	(51,86%)

Tabella 2.1: Distribuzione di frequenza per le aspettative e le percezioni osservate per i quindici item organizzati nelle cinque dimensioni (Dim.) previste dal modello Servqual modificato; similmente sono stati calcolate le distribuzioni di frequenze per le sole percezioni dei giudizi.

stata effettuata al fine di poter disporre, per la sperimentazione del metodo, di dati più omogenei e standardizzati nella modalità di somministrazione e nei tempi di raccolta dei questionari.

La procedura di somministrazione prevedeva l'intervista dei pazienti (o dei genitori del familiare che accompagnava il paziente, nel caso di bambini) in due momenti distinti: l'aspettativa all'arrivo del paziente presso la struttura e la percezione prima del abbandono della struttura. I questionari, raccolti nel periodo gennaio – giugno 2002, presso i dipartimenti di Scienze Chirurgiche, Oncoematologia, Auxo-Endocrinologia, Otorinolaringoiatra, Oculistica, Odontoiatria, Chirurgia Generale di alcuni ospedali campani sono stati complessivamente 1022 con un tasso di non risposta o risposta parziale del 9%³ e hanno portato a generare una tabella con la valutazione delle aspettative (Y), una con la valutazione delle percezioni (X), una terza tabella dove sono stati organizzati i quattro giudizi complessivi ed un'ultima tabella contenente le informazioni aggiuntive sui pazienti.

3. Il pretrattamento dei dati con scala ordinale

La definizione della reale natura dei dati è una operazione da effettuare necessariamente prima di una qualsiasi analisi statistica degli stessi. Nell'ambito della valutazione di PS sono raccolti dati che presentano diverse scale di misura, in particolare i dati sulla valutazione delle aspettative e delle percezioni presentano delle scale di tipo ordinale e quelli sulle informazioni aggiuntive sui pazienti sono misti (ordinali, di rapporto, ad intervalli). In tale lavoro sono considerati i problemi connessi al pretrattamento dei soli punteggi ordinali, mentre si rimanda ad altri scritti le considerazioni riguardanti dati di PS con una scala di misurazione diversa (D'Ambra e al., 2003).

L'analisi dei punteggi ordinali comporta il problema della loro non confrontabilità "semantic differential" (Green e Tull, 1988). Questo aspetto spesso è trascurato nell'analisi dei dati sulla *soddisfazione*, tuttavia, senza una loro trasformazione anche l'utilizzo della media come indice di posizione non è applicabile, in quanto la scala ordinale definisce una graduatoria di preferenza, quindi, già il computo della sola differenza tra una modalità di risposta ed una seconda non è un'operazione corretta.

Un'analisi che rispetti la natura del dato ordinale deve necessariamente essere preceduta da una trasformazione degli stessi in misure lineari e quantitative "calibrate" lungo l'intero arco dei numeri reali (Wright e Linacre, 1989). Per realizzare ciò sono proposti due diversi approcci: il primo caratterizzato dal pretrattamento dei dati e la successiva analisi; il secondo basato sulle tecniche di optimal scaling, le quali realizzano contemporaneamente la quantificazione e l'analisi.

In tale scritto si rimanda al paragrafo 5.1 la presentazione delle tecniche di optimal scaling ed in particolare al modello Analisi in Componenti Principali – Non Lineare (Gifi, 1990), mentre in riferimento al secondo approccio le tecniche più utilizzate oltre al "Rating Scale Models" (Andrich, 1978; Wright e Masters, 1982), che è stato

³ Mediante l'intervista diretta si è potuto ridurre notevolmente la percentuale di risposta parziale (in genere compilazione del questionario delle sole aspettative). Si è verificato, inoltre, come rispetto ai parametri socio-economici raccolti sui pazienti non vi sia un diverso atteggiamento nella compilazione parziale degli stessi, mentre non vi sono stati casi di rifiuto totale alla compilazione degli stessi (**Appendice A**).

utilizzato in tale scritto, risultano molto utilizzate anche la regressione monotona di Kruskal (1965) e il modello psicometrico di Thurstone (Zanella, 1999).

Il "Rating Scale Models" è tra i modelli di Rasch quello che permette di determinare anche una codifica delle modalità di una variabile qualitativa con scala ordinale. Essa si caratterizza per la ricerca della probabilità che un paziente attribuisca una valutazione positiva ad un determinato aspetto del servizio sulla base della difficoltà che quel determinato aspetto del servizio riceva una valutazione positiva e sull'attitudine dell'individuo ad attribuire a valutazioni positive. In termini formali tale modello può essere scritto

$$P_{ikj} = \frac{\exp[\beta_i - (\delta_k + \tau_j)]}{1 + \exp[\beta_i - (\delta_k + \tau_j)]} \quad (1)$$

dove P_{ikj} è la probabilità che il paziente i attribuisca una valutazione k all'item j -esimo, β_i è l'attitudine del paziente i -esimo ad attribuire una valutazione elevata, δ_k è la difficoltà per il k -esimo item di ricevere una valutazione elevata e τ_j è il valore soglia per passare dalla modalità $(j-1)$ -esima alla modalità j -esima.

Sostituendo le modalità osservate con quelle derivanti dalla (1), i punteggi ordinali sono stati sostituiti con i corrispondenti valori pseudo-metrici, ed è su questi ultimi che nei paragrafi 4 e 6 sono state effettuate diverse analisi statistiche.

4. L'analisi della co-inerzia per tabelle totalmente sovrapponibili per la valutazione dei servizi attesi e percepiti

I dati derivanti dalla rilevazione della PS vengono organizzati in tabelle associate, rispettivamente, alle aspettative (\mathbf{Y}) ed alle percezioni (\mathbf{X}) di dimensioni $n \times p$ (nel nostro caso $n=1022$ e $p=15$). I modelli costruiti per la descrizione e lo studio esplorativo di questi dati possono essere sostanzialmente distinti in due gruppi: modelli per l'analisi di una singola tabella (ad esempio la sola analisi delle percezioni) e modelli per l'analisi di più tabelle (ad esempio attese e percepite rilevate anche in più occasioni). Fra i modelli del primo tipo possiamo ricordare l'Analisi in Componenti Principali (ACP) che ha lo scopo, data una tabella di dati \mathbf{X} relativa ad n pazienti sulle quali sono state rilevate p caratteristiche, di ridurre il numero di quest'ultime a $q < p$ senza perdere molto dell'informazione statistica contenuta nella tabella originale; la motivazione di questa riduzione è riconducibile al fatto che spesso nelle ricerche siamo in presenza di molte variabili alcune delle quali meno rilevanti di altre rispetto al fenomeno o sovrapponesi. L'ACP sostituisce le p variabili iniziali con componenti (variabili latenti) ($\xi = \mathbf{X}\mathbf{u}$ oppure $\delta = \mathbf{Y}\mathbf{v}$, con \mathbf{u} e \mathbf{v} vettori di coefficienti) non correlate di varianza (Var) massima e di importanza decrescente. Tra i modelli del secondo tipo l'Analisi Canonica di Hotelling è un metodo di grande interesse teorico ma che spesso risulta di difficile applicazione e/o interpretazione pratica oltre che numericamente instabile (Kettenring, 1971). Le difficoltà operative derivano direttamente dal criterio di ottimizzazione alla base del modello, criterio che conduce alla costruzione di variabili canoniche che sono tra loro correlate ma spesso poco "esplicative" del loro gruppo di

appartenenza. Tucker (1958) propose di sostituire alla massimizzazione della correlazione (*Corr*) (analisi canonica di Hotelling), quella della covarianza tra una combinazione delle variabili, in modo da ottenere delle componenti sufficientemente esplicative.

I metodi che massimizzano la covarianza (*Cov*) (analisi di co-inerzia) si presentano dunque come analisi di compromesso tra l'analisi canonica dei gruppi di variabili **X** e **Y** e le ACP di ciascun gruppo di variabili. In tali analisi viene individuata una sequenza di variabili latenti, non correlate tra loro, combinazioni lineari delle variabili di partenza. Anche l'interpretazione geometrica risulta particolarmente agevole.

L'analisi di co-inerzia di due tabelle **X** e **Y** (Chessel e Mercier, 1993) massimizza la quantità $Cov(\xi, \delta) = Corr(\xi, \delta) \cdot \sqrt{Var(\xi)} \cdot \sqrt{Var(\delta)}$ la quale si evidenzia come un compromesso tra l'analisi canonica e le due ACP semplici. In effetti la principale proprietà di questo tipo di analisi è quella di effettuare simultaneamente le analisi di inerzia delle due tabelle (Chessel e Carrel, 1997); questo assicura di poter evidenziare le caratteristiche comuni e le relazioni tra le aspettative e le percezioni e di raggiungere un'alta capacità esplicativa come nell'ACP. L'importanza dell'analisi di co-inerzia di due tabelle è anche che racchiude l'analisi inter-batteria di Tucker (1958). La stessa analisi della differenza, sulla quale molti metodi proposti in letteratura concentrano la loro attenzione per la valutazione della qualità dei servizi, può essere inquadrata in quest'ambito, in quanto risulta essere componente dell'analisi della co-struttura di tabelle totalmente sovrapponibili di Torre e Chessel (1995) che, a sua volta, è un caso particolare dell'analisi della co-inerzia. In tale contesto, due tabelle **X** ed **Y** si dicono *sovrapponibili* quando descrivono gli stessi pazienti (*n* righe) con due sets di variabili differenti (*p* e *q* colonne), mentre sono *totalmente sovrapponibili* se descrivono gli stessi pazienti attraverso le stesse variabili (*p* colonne). A ben vedere le tabelle associate alle aspettative (**Y**) ed alle percezioni (**X**) dei servizi sanitari hanno quest'ultima caratteristica e quindi, dopo una opportuna quantificazione dei punteggi, possono essere utilizzate nell'ambito di questa tecnica.

Obiettivo dell'analisi della co-inerzia di tabelle totalmente sovrapponibili è quello di ottenere delle variabili che tengono conto del legame tra le due tabelle e che allo stesso tempo riassumono al meglio **X** e **Y** dove rappresentare, simultaneamente, i pazienti. A tal fine, ricerca gli assi di co-inerzia di massima covarianza fra le coordinate delle proiezioni delle righe delle due tabelle (nubi) sull'unico asse **a** (vettore di coefficienti): $\max \mathbf{a}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}\mathbf{a}$ con il vincolo $\|\mathbf{a}\|=1$. Si dimostra che **a** risulta essere l'autovettore associato al massimo autovalore della tabella $0.5 \times (\mathbf{X}'\mathbf{Y} + \mathbf{Y}'\mathbf{X})$. L'utilizzo di un piano comune per le due tabelle porta ad riduzione della variabilità spiegata modesta rispetto al caso di due ACP separate. La totale sovrapponibilità delle due tabelle **X** ed **Y** spinge a considerare anche la loro differenza **X-Y**. Mentre l'analisi della co-inerzia di tabelle totalmente sovrapponibili evidenzia gli elementi di rassomiglianza fra le tabelle **X** ed **Y**, l'ACP della loro differenza (**X-Y**) evidenzia lo scarto dei pazienti tra **X** ed **Y**. Questo porta a considerare gli autovettori associati alla decomposizione della tabella $(\mathbf{X}-\mathbf{Y})'(\mathbf{X}-\mathbf{Y})$. Siano I_X , I_Y e I_D le inerzie associate, rispettivamente, all'ACP delle tabelle **X**, **Y** ed **X-Y**. L'Analisi della co-inerzia di tabelle totalmente sovrapponibili e l'Analisi delle Differenze risultano essere legate dalla relazione $2tr(\mathbf{X}'\mathbf{Y}) = I_X + I_Y - I_D$. Da questa relazione appare evidente come sia riduttivo, nell'analisi della soddisfazione del paziente, considerare solo la discrepanza tra percezione ed aspettative (I_D), in

quanto si verrebbe a cogliere solo un'aspetto del fenomeno, mentre appare più interessante considerare il potere informativo anche delle altre componenti: le singole attese (I_Y), le singole percezioni (I_X) ed il loro legame ($tr(\mathbf{X}'\mathbf{Y})$). Possiamo dunque sovrapporre le due proiezioni ed ottenere delle rappresentazioni grafiche che descrivano simultaneamente i dati raccolti prima e quelli raccolti dopo l'erogazione del servizio, in modo da visualizzare la vicinanza e le differenze tra la qualità attesa e percepita. Procederemo quindi ad effettuare due tipi di analisi usando il software statistico WinADE-4⁴:

1. **Analisi della co-struttura:** Effettueremo un'analisi sulla co-inerzia di tabelle completamente sovrapponibili, allo scopo di mettere in risalto la presenza di una eventuale co-struttura tra i dati delle attese e quelli delle percezioni. Effettueremo inoltre un test di permutazione per valutare la significatività della co-struttura osservata; successivamente compareremo gli assi di co-inerzia trovati con quelli di inerzia.
 2. **Analisi della differenza:** effettueremo un'ACP su una nuova tabella, definita come tabella degli scarti, opportunamente costruiti, tra le Percezioni e le Attese.
- L'analisi di co-inerzia non cerca gli assi di inerzia per ogni nube di 1022 punti ma ricerca degli assi di co-inerzia che massimizzano la covarianza delle coordinate delle proiezioni dei 1022 punti di ciascun insieme (Attese e Percepito).

Num	Covarianza	Varianza1	Varianza2	Correlazione	Inerzia1	Inerzia2
1	1,74	7,4	2,3	0,42	8,2	3,52
2	0,83	1,3	1,4	0,61	1,4	2,35

Tabella 4.1: Misure di sintesi dell'analisi di co-inerzia.

La tabella 4.1 riporta le principali misure di sintesi dell'analisi di co-inerzia condotta sulle tabelle del nostro caso di studio. Le colonne Inerzia1 e Inerzia2 riportano i valori di inerzia massima che si ottengono, per proiezione, su ciascun asse fattoriale, 1 e 2, tramite analisi separate (ACP). Le colonne Varianza1 e Varianza2 forniscono, invece, le inerzie rispetto agli assi di co-inerzia. Si può notare, confrontando i valori delle colonne appena descritte, come il piano fattoriale 1 e 2 di co-inerzia sia sensibilmente della stessa qualità esplicativa di informazione che i rispettivi piani di analisi separate. Inoltre le due proiezioni sono legate tramite le correlazioni (Correlazione) fra i sistemi di coordinate di stesso rango, nel nostro caso 0,42 e 0,61, rispettivamente per l'asse 1 e 2 di co-inerzia. Le singole analisi di Inerzia vengono, quindi, arricchite da ulteriori informazioni derivanti dall'analisi della co-inerzia.

Per confermare l'esistenza di una co-inerzia (nel nostro caso co-struttura) tra le tabelle, effettuiamo un test di permutazione. Questo approccio rientra nell'ambito della validazione fattoriale che si riferisce alle procedure inferenziali atte a testare la validità dei risultati prodotti da una analisi fattoriale. L'idea di base che viene verificata è se esiste una tendenza per un certo tipo di struttura ad apparire nei dati e l'ipotesi nulla che verrà testata sarà formulata nel senso che se questa struttura è presente ciò è dovuto al caso. L'approccio che viene seguito parte dall'assunzione che se due o più variabili sono tra loro indipendenti allora il valore di una funzione di queste osservazioni non verrà influenzato da un cambiamento di una variabile in rapporto ad un'altra; in questo caso, il

⁴ WinADE-4 è liberamente disponibile al sito <http://pbil.univ-lyon1.fr/ADE-4/ADE-4.html>

valore preso dalla funzione per i dati originali dovrà essere tipico dell'insieme dei valori della funzione per dei dati permutati. Il test non porterà alla valutazione di un modello di indipendenza stocastica quanto alla individuazione della possibilità del caso di aver provocato un valore anomalo. Il test di permutazione può essere usato nelle situazioni in cui non è possibile effettuare assunzioni circa il tipo di distribuzione assunte dalle popolazioni di riferimento. I test di permutazione hanno la caratteristica, quindi, di fornire alla statistica la proprietà di essere "distribution free". R. A. Fisher è stato tra i primi studiosi all'inizio di questo secolo a proporre un test di questo tipo (anche chiamato test di casualità o "randomization test") come un metodo di controllo della distribuzione di una statistica test. Un approccio per fissare un numero sufficiente di permutazione è stato formulato da Edgington (1987). Si osserva come 1000 permutazioni sono un minimo ragionevole per un test ad un livello del 5% di significatività, così come 5000 permutazioni sono sufficienti per un test ad un livello del 1%. Nel nostro caso abbiamo effettuato 5000 permutazioni e non si è mai ottenuto un valore superiore a quello osservato pari a 4,434402 (inerzia totale) portandoci a rifiutare, senza ombra di dubbio, l'ipotesi di casualità del valore ottenuto e quindi significativo della co-struttura fra i due insiemi.

La forza del legame fra le caratteristiche viene colta congiuntamente dalla figura 4.1 e dalla tabella 4.2 che riportano, rispettivamente, la visualizzazione e la misura del grado del legame ($Cos(\theta) = \langle \mathbf{x}, \mathbf{y} \rangle / (\|\mathbf{x}\|^2 \|\mathbf{y}\|^2)^{0.5}$) fra le Attese e le Percepite rispetto al primo piano fattoriale (il piano 1-2 spiega l'83%; asse 1: 68%; asse 2: 15%) della co-inerzia. Una particolare attenzione deve essere riposta nella lettura dei valori nella tabella 4.2. Un indice prossimo all'unità esprime una concordanza, a livello globale, nelle valutazioni da parte dei pazienti: chi ha espresso valutazioni positive, valori alti, (oppure negative, valori bassi) nelle aspettative lo ha fatto in ugual misura anche nelle percezioni mentre un indice prossimo a -1 indica, invece, una valutazione discordante. Risulta evidente che caratteristiche con un legame prossimo a -1 saranno fonte dei più evidenti gap nelle valutazioni da parte dei pazienti. Si può notare, allora, come i pazienti, nella loro globalità, abbiano avuto valutazioni sostanzialmente simili, per le attese e le percepite, per gli item **14**, **15**, **3** e **8** ed, al contempo, valutazioni completamente opposte e fonte dei maggiori gap, per gli item **9**, **4** e **2**, i cui legami sono evidenziati nella tabella 4.2. Dalla stessa tabella si evince, inoltre, una totale indipendenza, con un legame prossimo allo zero, nelle risposte, fra le attese e le percepite, per l'item 7. Dalla figura 4.1 è possibile cogliere altre informazioni, rispetto al comportamento simile o indipendente, dei pazienti verso gruppi di item delle aspettative o delle percezioni. Ad esempio, i pazienti hanno espresso valutazioni molto simili, nelle percezioni, per gli item **P2** e **P3** (primo gruppo, che riflette parte degli Aspetti Tangibili), così come anche per gli item **P1**, **P4**, **P5** e **P6** (secondo gruppo, che riflette la percezione dello stato d'uso delle apparecchiature e l'affidabilità ed, in particolare, i Rapporti Umani nonché la Competenza e la Professionalità del Personale) e, in modo indipendente dal primo gruppo, per gli item **P10**, **P11**, **P12**, **P14** e **P15**. A ben vedere, quest'ultimo gruppo di variabili appartiene ad una sfera di attività che riflettono la Competenza e la Professionalità nonché le relazioni personali da parte del personale ospedaliero percepite dai pazienti. Allo stesso modo è possibile leggere il comportamento dei pazienti per le aspettative. In questo caso, ad esempio, gli item **A3** e **A7** hanno avuto valutazioni simili ed indipendenti dagli item **A1**, **A14** e **A15**.

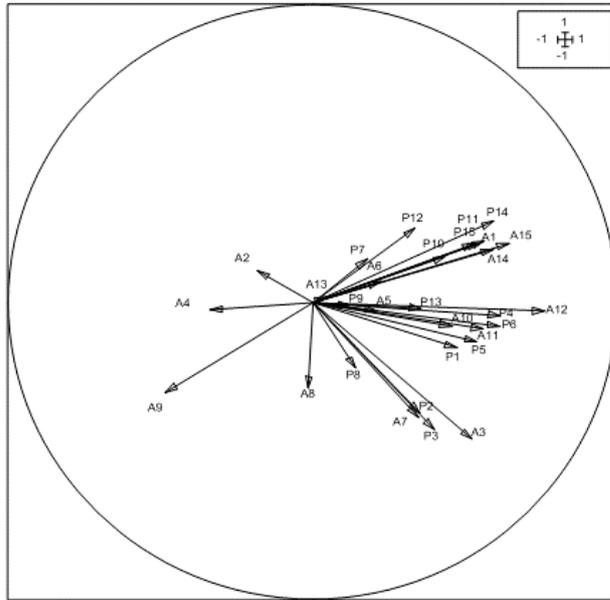


Figura 4.1: Analisi della co-inerzia per le Variabili.

	$\text{Cos}(\theta)$
A1,P1	0,78
A2,P2	-0,96
A3,P3	0,99
A4,P4	-0,99
A5,P5	0,99
A6,P6	0,91
A7,P7	0,05
A8,P8	0,82
A9,A9	-0,80
A10,P10	0,87
A11,P11	0,87
A12,P12	0,78
A13,P13	0,91
A14,P14	0,99
A15,P15	0,99

Tabella 4.2: Misure del grado del legame fra le attese e le percepite a coppie con θ angolo fra il vettore “attesa” e quello “percepito”.

4.1 La valutazione dei “gap” individuali

I singoli pazienti che esprimono una valutazione sulla qualità del servizio erogato possono essere assimilati a n strumenti di misura; il problema è che questi strumenti di misura non presentano quelle caratteristiche di precisione e accuratezza necessarie per rendere aggregabili le misure rilevate. Allo scopo di tenere conto delle differenze tra i singoli pazienti, si può utilizzare un metodo molto semplice proposto da Chessel e Carrel (1997). Siano y_{ij} e x_{ij} i valori osservati della variabile j sul paziente i nelle due tabelle delle attese e delle percezioni. La quantità $\partial(j) = (1/n) \sum_i (y_{ij} - x_{ij})^2$ esprime la variabilità inter-tabella della variabile j ($j = 1, \dots, p$). Trasformiamo allora la tabella degli scarti sostituendo gli elementi originali con $z_{ij} = (y_{ij} - x_{ij}) / \sqrt{\partial(j)}$ utili per effettuare un'ACP standardizzata, conservando due assi fattoriali esplicativi significativi, mediante test di permutazione, per le caratteristiche ed osserviamo poi le coordinate delle colonne (variabili) all'interno di un classico cerchio di correlazione (figura 4.2a). Anche in questo caso, la chiave di lettura è la stessa di quella vista precedentemente. Si può notare, infatti, come i pazienti, nella loro globalità, abbiano avuto valutazioni sostanzialmente simili per gli item **G1**, **G2**, **G3** e **G6** (Aspetti Tangibili e Rapporti Umani) ed, in modo quasi indipendente, da quelle per gli item **G7**, **G8**, **G9**, **G14** e **G15** (gruppo di variabili inerenti la Capacità di Risposta e l'Empatia che riflettono principalmente Aspetti Organizzativi e Rapporti Umani). Valutazioni simili sono state espresse, anche, per gli item **G4**, **G5**, **G10**, **G11**, **G12** e **G13** (aspetti inerenti ai Rapporti Umani, alla competenza e alla Professionalità del Personale). Si può notare come, in parte, i pazienti hanno avuto, nella valutazione dei gap, comportamenti simili rispetto alle dimensioni (ad esempio, **C_Rip** e **C_Ras**). Il primo asse fattoriale di sintesi (60%)

risulta essere un particolare asse di “size” (taglia) che evidenzia come tutte le variabili abbiano una forte correlazione tra di loro e quindi se un paziente esprime un valore elevato per una variabile anche tutte le altre presenteranno la stessa caratteristica. Il secondo asse (21%) viene ad avere una interessante interpretazione di specificità: asse di soddisfazione in base ai gap. Infatti, è possibile stilare una graduatoria della valutazione del gradimento dai “quasi negativi” (item **G7**, **G8**, **G9**, **G14** e **G15**) a quelli “totalmente negativi” (gap con valori molto ampi) (gruppo di variabili **G1**, **G2**, **G3** e **G6**). Questa interpretazione nasce dalla constatazione che, pur in presenza di valori medi negativi per i gap (percepiti – attese) per tutte le caratteristiche e quindi di giudizi negativi, il primo gruppo presenta la percentuale relativa di gap positivi più alta mentre il terzo è invece caratterizzato da una elevata percentuale relativa di gap negativi.

In tale contesto una rappresentazione utile, possibile proprio grazie al particolare tipo di centratura effettuata, è quella relativa alla proiezione delle coordinate delle righe (pazienti), che hanno una proprietà che rende il grafico molto semplice da interpretare: l'origine è la rappresentazione di un punto al momento della rilevazione delle attese mentre l'estremità delle frecce è la rappresentazione dello stesso punto al momento della rilevazione delle percezioni. La lunghezza del vettore rappresenta dunque una misura immediata dello scostamento tra le attese e le percezioni (gap).

Dalla figura 4.2b risulta che la maggior parte dei pazienti è rimasta abbastanza ferma con piccoli scostamenti (area scura al centro del grafico) rispetto a tutte le caratteristiche mentre scostamenti importanti, con gap negativi elevati, si hanno per diversi gruppi di pazienti ed in particolare verso diversi gruppi di item. Questi ultimi rilevabili dalla sovrapposizione “visiva” dei due grafici. Tenendo conto dell'interpretazione degli assi emersa precedentemente, i pazienti con scostamenti importanti si possono rilevare considerando l'incidenza negativa e/o positiva dei gap esterni singolarmente (contemporaneamente) rispetto al primo e terzo quartile della prima e seconda componente. La prima componente (figura 4.3) presenta il 71% di coordinate negative e di queste ben il 40% hanno un valore inferiore al primo quartile (**Q1X**) mentre l'86% delle valutazioni positive ha una coordinata superiore al terzo quartile (**Q3X**) evidenziando quindi gap particolarmente rilevanti. La seconda componente presenta una situazione simile, con il 33% di coordinate negative con il 76% di queste con un valore inferiore al primo quartile (**Q1Y**). La stessa componente presenta, al contempo, un 67% di valutazioni positive ed il 39% di queste ha una coordinata superiore al terzo quartile (**Q3Y**). Emerge, quindi, che singolarmente, rispetto alle due componenti, vi è una forte incidenza di valori estremi. Bisogna considerare, inoltre, che il 12% dei pazienti manifestano, congiuntamente, scostamenti particolarmente rilevanti rispetto al primo e terzo quartile della prima e seconda componente. In generale gli scostamenti importanti si hanno rispettivamente verso gli item **G10**, **G12**, **G13**, **G11**, **G5** e **G4** e principalmente verso gli item **G3**, **G1**, **G2** e **G6**. Si può notare che la maggior parte di gap negativi sia in particolare verso quest'ultimo gruppo come peraltro già emerso precedentemente. Dalla figura 4.2b si può evincere come globalmente solo un gruppo di pazienti (circa il 29%) esprime un gap positivo.

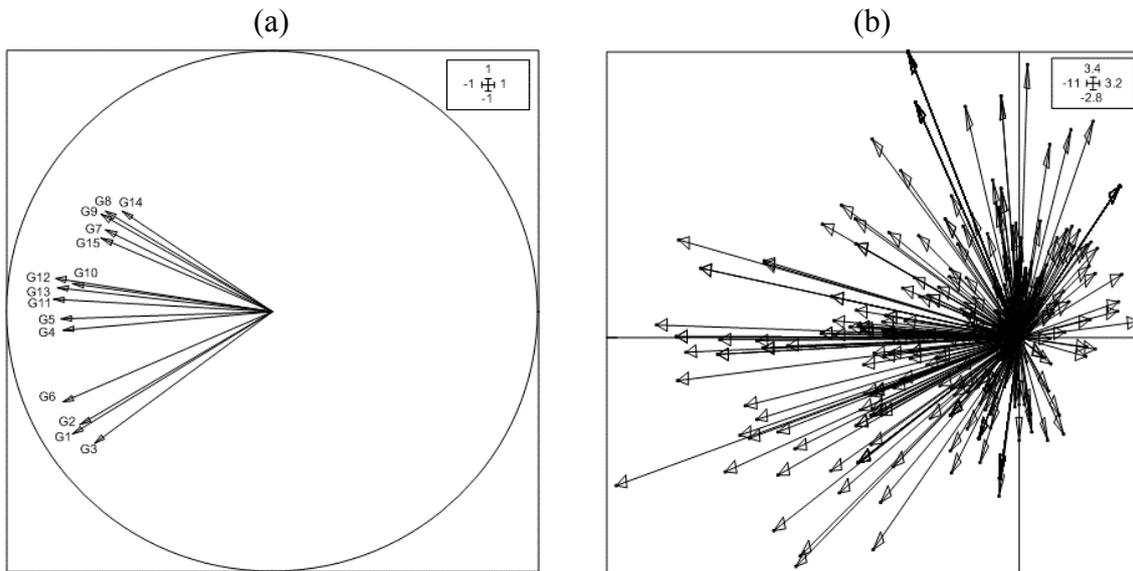


Figura 4.2: Analisi delle differenze per le variabili (a) ed i pazienti (b).

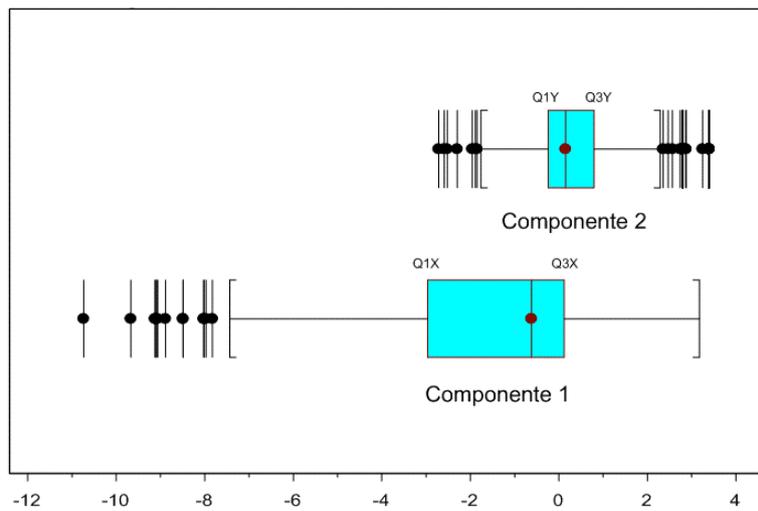


Figura 4.3: Box-plot dell'analisi delle differenze per le due prime variabili latenti.

4.2 L'analisi delle differenze e le informazioni esterne

La valutazione della percezione della non aderenza del servizio fornito rispetto a quanto atteso può essere migliorata se incorporiamo, quindi, nell'analisi tali informazioni esterne. In effetti, includere le informazioni esterne all'interno del modello di valutazione, permette di cogliere il livello di soddisfazione dei diversi gruppi omogenei di pazienti. Purtroppo, l'analisi della co-inerzia di tabelle totalmente sovrapponibili non ci consente, nella sua formulazione, di cogliere o di utilizzare informazioni esterne sul nostro sistema di rilevazione.

Un'analisi multivariata che tiene conto di informazioni esterne sia sui pazienti sia sulle componenti delle dimensioni è il modello proposto da Takane e Shibayama (1991) [T&S].

Definiamo con \mathbf{Z} la tabella associata alle informazioni sui pazienti di ordine $n \times q$, con $q \leq n$, e con \mathbf{H} la tabella associata alle informazioni sulle componenti delle dimensioni di ordine $p \times k$. In mancanza di informazioni esterne risulta $\mathbf{Z}=\mathbf{I}_{d(n)}$ e $\mathbf{H}=\mathbf{I}_{d(p)}$, dove $\mathbf{I}_{d(n)}$ è la tabella identità di dimensione $n \times n$. Si consideri la tabella di dati \mathbf{X} relativa alla rilevazioni delle percezioni sugli n pazienti ai quali viene somministrato il servizio. Sia, inoltre, \mathbf{P}_Z l'operatore di proiezione ortogonale associato alle informazioni esterne sui pazienti ($\mathbf{P}_Z^\perp = \mathbf{I}-\mathbf{P}_Z$ operatore complementare). Il modello decompone i dati in diverse componenti secondo le informazioni esterne. Ciascuna componente della tabella delle percezioni \mathbf{X} (similmente si può operare per le aspettative \mathbf{Y} o anche per il gap $\mathbf{X}-\mathbf{Y}$): $\mathbf{X}=\mathbf{P}_Z\mathbf{X}\mathbf{P}_H+\mathbf{P}_Z^\perp\mathbf{X}\mathbf{P}_H+\mathbf{P}_Z\mathbf{X}\mathbf{P}_H^\perp+\mathbf{P}_Z^\perp\mathbf{X}\mathbf{P}_H^\perp$. Ogni addendo ha un significato statistico: $\mathbf{P}_Z\mathbf{X}\mathbf{P}_H$ indica l'effetto delle informazioni di riga e colonna; $\mathbf{P}_Z^\perp\mathbf{X}\mathbf{P}_H$ quello delle informazioni di colonna al netto di quelle di riga; $\mathbf{P}_Z\mathbf{X}\mathbf{P}_H^\perp$ quello delle informazioni di riga al netto di quelle di colonna e $\mathbf{P}_Z^\perp\mathbf{X}\mathbf{P}_H^\perp$ la parte che non tiene conto delle informazioni esterne. Decomposta la tabella \mathbf{X} , può essere interessante eseguire analisi multivariate su ciascun (o più) termine(i), per cogliere (o depurare) l'influenza delle informazioni esterne sulla valutazione della qualità del servizio erogato. E' possibile, quindi, sviluppare un approccio multidimensionale mediante l'uso congiunto delle tecniche esposte integrando la tecnica di [T&S], considerando la tabella che tiene conto delle informazioni a nostra disposizione (tabella 4.3), con l'analisi della co-inerzia di tabelle totalmente sovrapponibili. La tabella 4.3 riporta la decomposizione della tabella delle percezioni in presenza di informazioni esterne sulle righe e/o sulle colonne (similmente può essere ottenuta la decomposizione della tabella delle aspettative o del gap con informazioni esterne) da utilizzare nell'analisi della co-inerzia di tabelle totalmente sovrapponibili.

Se vogliamo eliminare un effetto (dato dalle informazioni) di cui siamo a conoscenza, utilizzeremo gli addendi della decomposizione di [T&S] in cui compaiono gli operatori \mathbf{P}_Z^\perp o \mathbf{P}_H^\perp mentre se vogliamo includerlo faremo riferimento agli operatori \mathbf{P}_Z o \mathbf{P}_H : ad esempio, se vogliamo analizzare le valutazioni, in presenza di informazioni sulle righe e sulle colonne, al netto delle prime, utilizzeremo la tabella $\mathbf{P}_Z^\perp\mathbf{X}\mathbf{P}_H$.

Informazioni esterne	$\mathbf{Z}=\mathbf{I}_{d(n)} \quad \mathbf{H}=\mathbf{I}_{d(p)}$	$\mathbf{Z}=\mathbf{I}_{d(n)}, \quad \mathbf{H}$	$\mathbf{Z}, \quad \mathbf{H}=\mathbf{I}_{d(p)}$	$\mathbf{Z}, \quad \mathbf{H}$
		Assenza di Inf. Esterne	Inf. Esterne sulle colonne	Inf. Est. sulle righe
Tabella da analizzare	\mathbf{X}	$\mathbf{X}\mathbf{P}_H$	$\mathbf{P}_Z\mathbf{X}$	$\mathbf{P}_Z\mathbf{X}\mathbf{P}_H$

Tabella 4.3: La tabella \mathbf{X} da analizzare in presenza o in assenza di informazioni esterne.

Avendo a disposizione informazioni esterne sui pazienti sul reparto in cui è stato somministrato il servizio e sulla professione svolta, effettuiamo quindi l'analisi di co-

inerzia di tabelle totalmente sovrapponibili sulle tabelle $X=P_zX$ e $Y=P_zY$, concentrando la nostra attenzione, in particolare, sul gap di valutazione. Come si evince, dalla figura 4.4a, introdurre le informazioni sulla struttura, ci porta a cogliere, nel suo complesso, quali reparti hanno avuto i maggiori gap di valutazione da parti dei pazienti. Diversi sono i reparti premiati dai pazienti e che hanno avuto gap di valutazioni particolarmente evidenti: Otorinolaringoiatra, Oncoematologia, Odontoiatria ed, in modo quasi indipendente dai precedenti, Auxo-Endocrinologia, ed, in misura più ridotta, Oculistica e Chirurgia. Una particolare indicazione per i management sanitari interessati deriva dal valore non particolarmente elevato, rispetto agli altri reparti, riscontrato, nella sua globalità, per Scienze Chirurgiche.

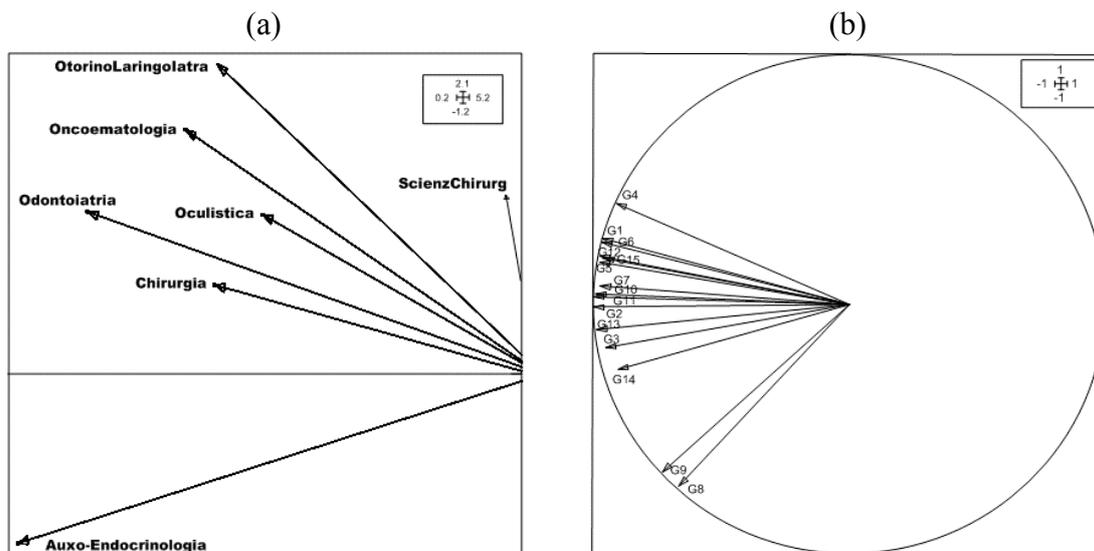


Figura 4.4: Analisi delle differenze con informazioni esterne per i reparti e le variabili.

L'effetto dell'aver introdotto le informazioni sulla struttura di somministrazione del servizio è riscontrabile anche dall'analisi della figura 4.4b delle variabili dell'Analisi delle differenze normate. E' evidente come, i pazienti, nella loro globalità, abbiano avuto valutazioni simili su quasi tutti gli item. In particolare, vengono individuati solo due gruppi di item con un ruolo diverso e deciso per quello costituito dagli item **G8** e **G9** il cui legame non viene influenzato dalla presenza o meno delle informazioni (struttura forte) come si può notare confrontando la figura 4.4b con il 4.2a. L'influenza delle informazioni esterne è, per esempio, presente, invece, negli item **G1**, **G2** e **G3** nei quali la forza del legame è minore.

Con lo stesso criterio, utilizzando stavolta le informazioni sulla professione, è possibile rilevare informazioni su quale categoria ha espresso valutazioni tali da fornire gap particolarmente evidenti (nella figura 4.5a, gli Inoccupati, gli Operai, i Dipendenti Pubblici e Pensionati) così quale effetto ha avuto sul legame tra gli item: è evidente, in tale ambito, come i legami sono meno importanti o scompaiono del tutto (figura 4.5b).

E' possibile approfondire l'analisi utilizzando più informazioni esterne congiuntamente. A titolo di esempio riportiamo la figura 4.5c dal quale si evince chiaramente come i giudizi espressi nei singoli reparti non dipendano dal sesso (M – maschi, F – Femmine) o come le valutazioni siano legate anche all'età (figura 4.5d). La tecnica di [T&S]

risulta, quindi, pienamente efficace per rilevare degli aspetti, a livello globale, difficilmente rilevabili nel quadro concettuale metodologico proposto.

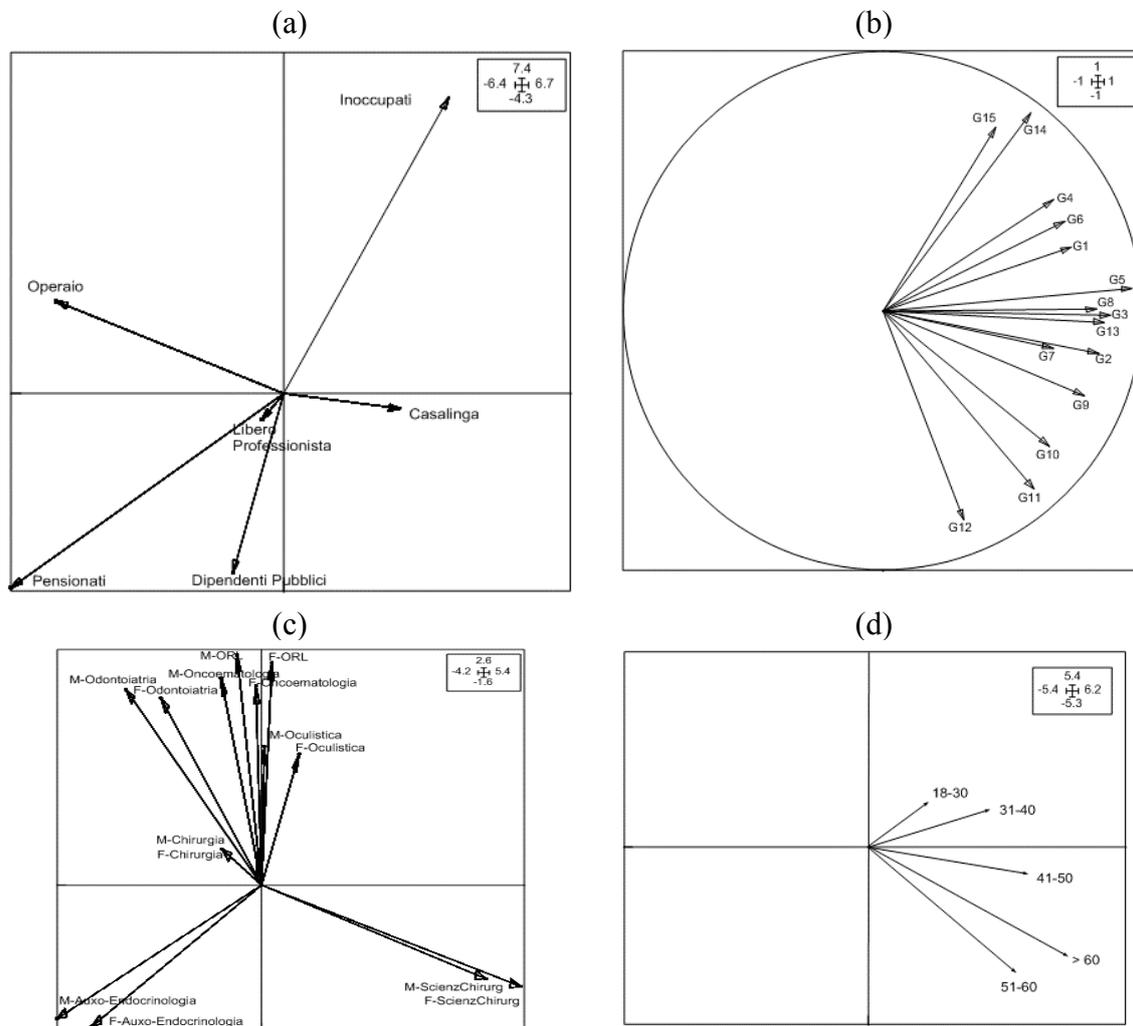


Figura 4.5: Analisi delle differenze con informazioni esterne categorie professionali (a), gap nelle variabili (b), categorie professionale e sesso (c), classi di età (d).

5 L'analisi statistica multidimensionale un'approccio non parametrico alla valutazione della patient satisfaction.

La valutazione della qualità richiede una puntuale descrizione e raccolta d'informazioni sulle caratteristiche del servizio e quindi l'analisi, l'elaborazione e l'interpretazione dei risultati. Dall'Analisi della co-inerzia, illustrata nel paragrafo 4, si è evidenziata lo stretto legame informativo tra gli item associati alle Attese e alle Percezioni. Nel prosieguo del capitolo consideriamo soltanto le variabili riferite alle percezioni del servizio, ricordando che in letteratura alcuni studi sulla rilevazione della soddisfazione fanno direttamente riferimento alle percezioni (Servperf).

Tra le metodologie classiche per l'analisi dei dati qualitativi *d'inchiesta*, grazie alle proprietà matematiche e alla dovizia di strumenti grafici interpretativi, l'Analisi dell'Omogeneità o l'Analisi delle Corrispondenze Multiple (ACM, Greenacre, 1984; Gifi 1990) è tra i metodi più usati per la descrizione di tabelle anche di grandi dimensioni.

In questo studio sulla valutazione della soddisfazione dei pazienti, al fine di tenere conto della particolare natura delle variabili, presenteremo dapprima l'Analisi dell'Omogeneità per variabili miste (ACP non lineare, Gifi 1990), che implica a priori una trasformazione del dato, e di seguito l'ACM per variabili Ordinali (ACMO, Lombardo e D'Ambra, 2003; Lombardo e D'Ambra, 2004), che grazie all'utilizzo di polinomi lineari e non lineari, consente di avere informazioni aggiuntive sulle relazioni tra le modalità di risposta .

5.1 L'analisi in componenti principali non lineare

In letteratura tra le metodologie d'analisi dei dati, l'approccio non lineare all'ACM e all'ACP viene proposto per la generalizzazione dello studio dei legami non lineari tra le variabili. In particolare tali metodi, trasformando a priori i dati con funzioni non lineari, consentono di trattare una variabile ordinale alla stregua di una variabile quantitativa. L'analisi non lineare dei dati, nel cosiddetto sistema Gifi (1990), è dunque un'applicazione delle classiche tecniche di analisi lineare dei dati (ACM e ACP) su variabili trasformate. L'obiettivo è la massimizzazione dell'omogeneità tra le variabili in esame. Si costruiscono delle variabili di sintesi \mathbf{C} , combinazioni lineari delle p variabili di partenza, tali da minimizzare la perdita d'informazione, consentendo una quantificazione ottimale delle variabili. Sia \mathbf{H} (di dimensione n, p) la tabella iniziale dei dati, con \mathbf{h}_k vettore dei dati relativi al k^{esimo} item, la funzione di perdita assume la

seguente forma vincolata $\sigma(\mathbf{H}, \mathbf{Y}) = p^{-1} \text{tr} \left[\sum_{k=1}^p (\mathbf{g}(\mathbf{h}_k) - \mathbf{C})' (\mathbf{g}(\mathbf{h}_k) - \mathbf{C}) \right]$ con i vincoli di

ortonormalità sulle variabili latenti e $\mathbf{u}'\mathbf{C} = 0 \mathbf{C}'\mathbf{C} = \mathbf{I}$. Dove $\mathbf{g}(\mathbf{h}_k) = \mathbf{G}_k \mathbf{Y}_k$ è la funzione non lineare di trasformazione, con \mathbf{G}_k la matrice di codifica (che dipende dalla funzione di trasformazione considerata) ed \mathbf{Y}_k la tabella dei pesi delle J_k modalità della k^{esima} variabile (*component loadings*). Quando le variabili sono ordinali o quantitative si impone il vincolo di rango unitario (rank one restrictions) scrivendo: $\mathbf{Y}_k = \mathbf{q}_k \mathbf{a}_k'$ con \mathbf{a}_k vettore dei pesi e \mathbf{q}_k vettore delle quantificazioni ottimali delle modalità delle variabili di norma unitaria $\mathbf{q}_k \mathbf{D}_k \mathbf{q}_k' = 1$.

L'operazione di ottima quantificazione (Greenacre, 1984) consente di assegnare valori numerici alle modalità di risposta, che genericamente i pazienti esprimono, in modo che risulti massimizzata la relazione tra i dati rilevati e i valori teorici del modello (nel rispetto della natura dei dati) e minimizzata la perdita d'informazione rispetto ai parametri di "optimal scaling" (coefficienti delle combinazioni lineari delle variabili). L'ACP non lineare⁵ rispetto all'ACM non lineare, imponendo sulla funzione di perdita dei vincoli sulle variabili (restrizioni di rango uno), consente un'appropriata rappresentazione sul piano fattoriale, sia delle modalità di risposta (gradi/livelli di

⁵ L'algoritmo di calcolo, Princals, è disponibile nel package statistico SPSS.

soddisfazione), sia degli item o variabili, che dei degenti. Così da un punto di vista geometrico le variabili sono rappresentate come “direzioni” attraverso l’origine degli assi dello spazio di rappresentazione delle unità statistiche.

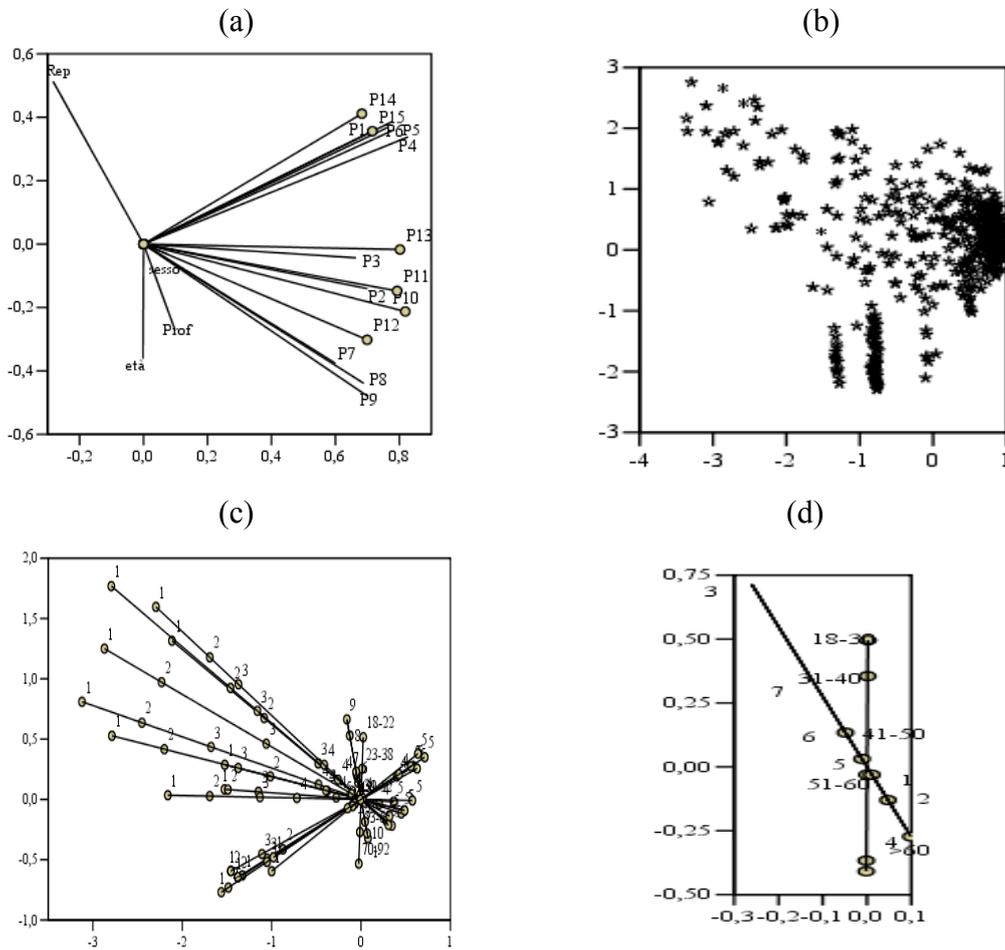


Figura 5.1: Piani fattoriali relativi alle quindici percezioni (a), ai 1022 pazienti (b), alle modalità delle percezioni (c) e alle modalità delle variabili professione, età, sesso e reparti (d).

Il piano fattoriale di figura 5.1a spiega il 54% dell’inerzia totale. La variabile sesso, posizionata presso l’origine del sistema di riferimento, non risulta rilevante, mentre la variabile età, assieme alle variabili professioni e reparti, caratterizzano il secondo asse e sono importanti per la spiegazione del piano fattoriale di rappresentazione. Inoltre, il piano è caratterizzato dalla forte associazione tra gli item della **C_Ris P7, P8, P9**, nonché tra gli item **P10, P11, P12, P13** della **C_Ras**, con due item della **A_Tan**, riguardanti l’Aspetto del Personale e la Pulizia degli Ambienti (**P3, P2**), e tra le percezioni di **Aff: P4, P5, P6** ed **Emp: P14, P15** con solo uno degli Aspetti Tangibili **P1**, attinente alla modernità delle attrezzature e macchinari dell’azienda sanitaria.

Per comprendere quale sia il livello di soddisfazione dei pazienti rispetto alle 15 percezioni, osserviamo le modalità di risposta nella figura 5.1c. Si noti che i valori bassi di soddisfazione (1, 2) sono alla sinistra del primo asse, mentre i valori alti (4, 5) sono

alla destra dell'asse. Quindi nella figura 5.1a, l'asse orizzontale viene interpretato come un fattore cosiddetto di *taglia (size)*, che consente di discernere i pazienti con bassa soddisfazione (a sinistra), da quelli con alta soddisfazione (a destra). Dalla figura 5.1d, guardando la variabile reparti si evince la distante posizione dei reparti 4 e 6, dove i pazienti hanno manifestato minore soddisfazione, mentre maggiore soddisfazione è rilevata nei reparti 1, 2, 5 e 7. Dalla figura 5.1b di dettaglio sulle modalità delle variabili professione ed età, si evince che, in alto lungo l'asse verticale, i degenti sono giovani, inoccupati (3), commercianti (7), mentre verso il basso lungo l'asse verticale sono anziani, pensionati (4) e liberi professionisti (2). In particolare, coloro che hanno manifestato soddisfazione per gli Aspetti Tangibili (**P2, P3**) e per la Capacità di Rassicurazione (**P10, P11, P12, P13**), sono di età media, operai e casalinghe, mentre sono pensionati e liberi professionisti, di età matura, i pazienti che hanno espresso insoddisfazione per tutti gli aspetti concernenti l'Empatia, l'Affidabilità (**P14, P15, P4, P5, P6**), e la dotazione di attrezzature moderne (**P1**), infine sono giovani, inoccupati e commercianti coloro che si sono lamentati per tutti gli aspetti concernenti la Capacità di Risposta (**P7, P8, P9**).

In sintesi si può così osservare che la rappresentazione delle categorie/modalità delle variabili (figura 5.1c) consente di discernere i motivi dell'insoddisfazione dei pazienti, di focalizzare sulle caratteristiche individuali dei pazienti e sui reparti di ricovero (figura 5.1d), infatti, i giovani che si lamentano, per gli aspetti di Capacità di Risposta e Capacità di Rassicurazione, sono principalmente i degenti del reparto 6, mentre gli anziani per Affidabilità ed Empatia sono pazienti del reparto 4; più soddisfatti appaiono i degenti dei reparti 2 e 5.

5.2 L'analisi delle corrispondenze multiple per variabili ordinali

Nello studio dei dati d'inchiesta, in particolare nelle indagini sulla valutazione della soddisfazione dei servizi da parte dei degenti, l'Analisi delle Corrispondenze Multiple per variabili Ordinali (ACMO), similmente alle più convenzionali tecniche di analisi dei dati, consente:

- di rappresentare graficamente i dati e di evidenziare le diverse caratteristiche della soddisfazione espressa dall'utenza,
- di studiare la struttura e la variabilità delle modalità di risposta al questionario (livelli o gradi di soddisfazione).

Inoltre, differentemente dall'ACM classica, consente una più approfondita analisi dei dati, aggiungendo dei nuovi elementi interpretativi sulla variabilità (o inerzia spiegata) della nube dei punti, ossia sulla misura della dipendenza tra gli item del questionario, e sulla rappresentazione grafica fattoriale. L'ACMO permette:

- di tener conto della natura ordinale dei dati,
- d'interpretare l'eventuale trend presente tra le modalità di risposta (vedi figura 5.1c),
- di classificare gli utenti in relazione alle diverse modalità di risposta al questionario.

Grazie all'ACMO si costruiscono delle variabili latenti, sulla base delle molteplici informazioni (Aspetti Alberghieri del servizio sanitario, Professionalità del Personale

medico e para-medico, accessibilità, organizzazione, informazione, comunicazione e relazioni aziendali) che riguardano la valutazione della PS.

Dai dati ordinali dell'indagine, codificati inizialmente in forma ridotta, sono state sintetizzate (con la mediana dei valori) le 5 dimensioni caratteristiche del servizio. In seguito, a ciascuna dimensione del servizio è associata una tabella di codifica disgiuntiva completa \mathbf{F}_k (per $k=1,\dots,5$), che consente il calcolo delle rispettive distribuzioni marginali di frequenza \mathbf{D}_k , e una tabella Φ_k^* di polinomi ortogonali (di diverso grado: lineare, quadratico, cubico etc.), costruita in funzione delle modalità ordinate di risposta (numero di risposte uguali ai diversi livelli di soddisfazione) e delle distribuzioni marginali relative ad esse associate. I polinomi ortogonali sono calcolati per mezzo della formula generale di ricorrenza proposta da Emerson (1968). Le tabelle dei polinomi (Beh, 1997, D'Ambra e al. 2002, Lombardo e D'Ambra, 2003) consentono di ottenere particolari informazioni sulla distribuzione delle modalità, nonché sui pazienti/utenti che, per la struttura diagonale a blocchi della tabella dei polinomi Φ^* , si classificano in base ai giudizi più o meno positivi, manifestati sulla soddisfazione percepita del servizio.

Le righe della tabella Φ_k^* dei polinomi ortogonali (di dimensione J_k , J_k , dove $J_k=5$ è il numero di modalità di risposta del k -esimo item), sono associate alle 5 modalità ordinate, mentre le colonne rappresentano i polinomi di diverso grado. Il primo è quello banale (tutti gli elementi sono 1) ed è incluso per costruzione nella tabella Φ_k^* , il secondo rappresenta la relazione lineare, il terzo quella quadratica, il quarto la relazione funzionale cubica, e infine il quinto che rappresenta il polinomio di grado 4. L'importanza della relazione, lineare o di più alto ordine, tra le modalità ordinate di risposta agli item del questionario è interpretata in relazione alla misura della dipendenza esistente tra le complesse caratteristiche del servizio, ossia in funzione dell'inerzia o variabilità totale della nube dei punti osservata. Dopo aver calcolato i polinomi ortogonali associati alle distribuzioni marginali delle cinque variabili ordinali si costruisce la tabella di Burt \mathbf{B} . Sia Φ la tabella degli autovettori calcolati sulla tabella di Burt, ponderata con la matrice, inversa diagonale a blocchi \mathbf{D} delle frequenze marginali, e Λ la tabella degli autovalori. Si definisce $\mathbf{V} = \Phi^* \mathbf{D}^{-1} \mathbf{B} \Phi$, dove. Si dimostra che l'inerzia della tabella \mathbf{V} risulta equivalente all'inerzia spiegata dall'ACM classica nonché, con il Phi-quadrato di Pearson, a meno di una costante. Nella rappresentazione grafica le coordinate delle modalità di risposta calcolate con i polinomi sono coincidenti con le coordinate classiche dell'ACM, mentre differenti sono le coordinate degli individui. I pazienti, che hanno manifestato lo stesso livello di soddisfazione/insoddisfazione rispetto ai diversi aspetti del servizio, assumono le stesse coordinate, si costruiscono così, in maniera automatica, delle classi in corrispondenza ai diversi livelli di soddisfazione espressi dai soggetti.

5.3 La valutazione della patient satisfaction con l'analisi delle corrispondenze multiple per variabili ordinali

Come già sottolineato, la rilevazione e valutazione della soddisfazione percepita dagli utenti implica la misurazione delle cinque dimensioni caratteristiche del servizio

attraverso la scala ordinale di punteggio da 1 (*molto insoddisfatto*: **Tan1**, **Aff1**, **C_RAs1**, **Ra1**, **E1**) a 5 (*molto soddisfatto*: **T5**, **A5**, **Cr5**, **Ra5**, **E5**).

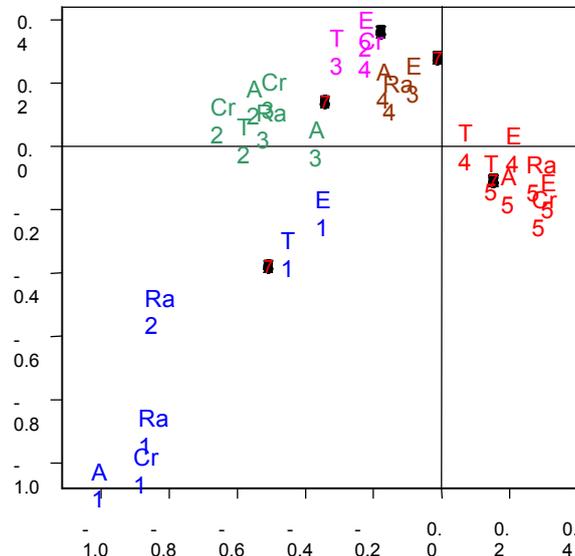


Figura 5.2: Rappresentazione congiunta delle Modalità delle cinque dimensioni e classi dei pazienti.

In questo tipo di analisi, per avere un'informazione realistica del potere esplicativo di ciascun asse viene utilizzata una misura modificata dell'autovalore (Benzecri, 1972), che ci consente di asserire che il piano fattoriale spiega il 93% della variabilità totale. Dalla rappresentazione fattoriale (figura 5.2) si evince l'associazione degli assi fattoriali con i livelli di soddisfazione espressa in relazione ai 5 aspetti caratteristici. Anche in quest'analisi il primo asse è un fattore di *taglia*, in quanto caratterizzato a destra dalle modalità di risposta relative ad una elevata soddisfazione percepita sulle cinque dimensioni e a sinistra da medio basse modalità. Il secondo asse è definito come asse di *profondità* in quanto consente di indagare sulla profondità dell'insoddisfazione, in basso il gruppo dei veramente insoddisfatti, in alto i gruppi dei medio-bassi insoddisfatti. La principale fonte di variazione tra le modalità ordinate delle risposte è dovuta alla lontananza dei valori quantificati delle modalità dalla media (componente lineare), anche se ugualmente significativa risulta la componente quadratica, infatti le modalità risultano molto differenti in termini di dispersione dalla media. Il trend delle modalità di risposta per le 5 dimensioni caratteristiche è spiegato grazie ai polinomi ortogonali (tabella 5.1), infatti, in rapporto alla variabilità della nube dei punti, si noti che la componente lineare e quella quadratica sono le più rilevanti. Nella figura 5.2 sono rappresentate anche le cinque classi di pazienti che si costruiscono automaticamente in relazione ai 5 punteggi ordinati e alle distribuzioni marginali associate. Il significato o l'identificazione del gruppo di degenti è spiegata dall'associazione delle modalità di risposta con gli assi fattoriali (figura 5.2). E' evidente che mentre le valutazioni più alte (=5), per tutti gli aspetti percepiti del servizio, sono molto vicine tra loro, quindi c'è un'alta associazione tra le risposte dei "soddisfatti", meno correlate tra loro appaiono le

risposte che misurano una medio-bassa soddisfazione per il servizio. Le valutazioni intermedie di soddisfazione sui 5 aspetti caratteristici del servizio non formano gruppi omogenei, ma sono confuse nel piano, evidenziando che chi era mediamente soddisfatto del servizio ha risposto con valutazioni tra 2-3 e 3-4 (associazione tra le risposte medio-basse -livello 2, 3- e medio-alte -livello 3,4, e 4,5).

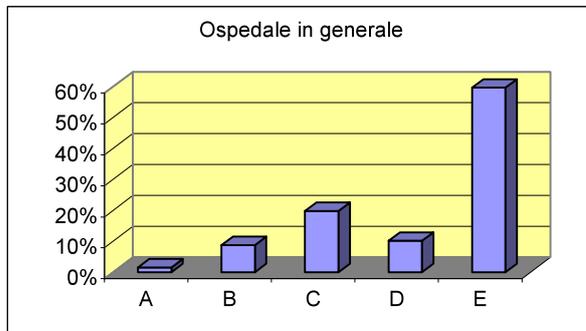


Figura 5.3: Classi di degenti.

Classi	%degenti
E	1,6
D	8,8
C	19,8
B	10,2
A	59,7

Tabella 5.1: Percentuale delle classi di degenti.

Mentre nell'ACM classica la rappresentazione dei pazienti non è sempre interessante, grazie all'ACMO invece, lo studio delle coordinate degli individui risulta particolarmente informativo. Si individuano le numerosità percentuali delle classi di individui che presentano uguale coordinata, le classi sono 5 (vedi tabella 5.1 e figura 5.3: i più soddisfatti sono il 59,7%, i meno soddisfatti sono l'1,6%, i mediamente soddisfatti sono il 19,8% ecc.). In particolare si noti che la classe A degli individui si spiega grazie all'associazione tra **A_Tan5, Aff5, C_Ris5, C_Ra5, Emp5, Emp4, A_Tan4**, (in questo gruppo si trovano anche i pazienti che hanno dato punteggio 4 ad Empatia e Tangibilità, ciò fa pensare che su queste ultime dimensioni la valutazione alta pari a cinque è strettamente associata con la valutazione medio-alta) il gruppo B si è costruito in relazione alle risposte dei degenti che hanno dato una valutazione media ad Empatia e medio-alta ad Affidabilità e Capacità di Rassicurazione (**Emp3, Aff4, C_Ras4**) la classe C è caratterizzata da: **Emp2, A_Tan3, C_Ris4**, la classe D da **A_Tan2, C_Ras3, Aff2, C_Ris3, C_Ris2** e infine la classe E, dalle valutazioni più basse per tutte le dimensioni: **Aff1, C_Ris1, C_Ras1, C_Ras2, A_Tan1, Emp1**. Osservando la figura 5.3, notiamo la distribuzione empirica associata alle cinque classi di degenti.

Tangibilità				Affidabilità				Capacità di Risposta				Capacità di Rassicurazione				Empatia			
1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
6,9%	4,3%	4,1%	4,0%	8,2%	4,4%	4,1%	4,2%	7,9%	4,9%	3,7%	3,7%	8,0%	4,7%	3,9%	3,7%	7,3%	4,1%	3,8%	3,9%

Tabella 5.2: Importanza delle componenti polinomiali: marginali riga della tabella V.

L'ACMO viene ripetuta per i vari reparti, al fine di consentire un'analisi comparata della soddisfazione dei degenti tra i diversi reparti (vedi tabella 5.3 e figura 5.4). Per esigenze di sintesi viene riportata, per i diversi reparti, soltanto la tabella 5.2, in cui sono indicate le percentuali delle classi di pazienti che presentano uguale coordinata nei sette reparti ospedalieri. La percentuale del gruppo dei più soddisfatti calcolata nell'ospedale

(59,7) è scesa sensibilmente nel reparto di Otorinolaringoiatria (34,8%), dove più alta è la frequenza relativa della classe dei non soddisfatti (15,2%). Si noti che la percentuale più alta dei pazienti soddisfatti è nel reparto di Oncoematologia e Auxo-Endocrinologia con il 75% e 73,1% rispettivamente, segue Oculistica, Scienze Chirurgiche e Chirurgia Generale.

Rep1		Rep2		Rep3		Rep4		Rep5		Rep6		Rep7	
E1	0,6%	E2	1,2	E3	3,8	E4	3,8	E5	2,6	E6	15,2	E7	1,5
D1	10,1%	D2	2,4	D3	3,8	D4	23,1	D5	7,7	D6	6,5	D7	6,1
C1	3,1%	C2	14,3	C3	3,8	C4	23,1	C5	10,3	C6	19,6	C7	14,5
B1	25,2%	B2	7,1	B3	15,4	B4	3,8	B5	10,3	B6	23,9	B7	19,1
A1	61,0%	A2	75,0	A3	73,1	A4	46,2	A5	69,2	A6	34,8	A7	58,8

Tabella 5.3: Numerosità dei gruppi dei pazienti nei sette reparti ospedalieri: Scienze Chirurgiche (**Rep1**), Oncoematologia (**Rep2**), Auxo-Endocrinologia (**Rep3**), Otorinolaringoiatra (**Rep4**), Oculistica (**Rep5**), Odontoiatria (**Rep6**), Chirurgia Generale (**Rep7**).

Infine lo studio sulla valutazione del servizio con l'ACMO, è concluso ripetendo l'analisi in relazione a ognuna delle 5 dimensioni del servizio, ciascuna identificata non più dalla mediana, ma direttamente dagli item del questionario ad essa corrispondenti.

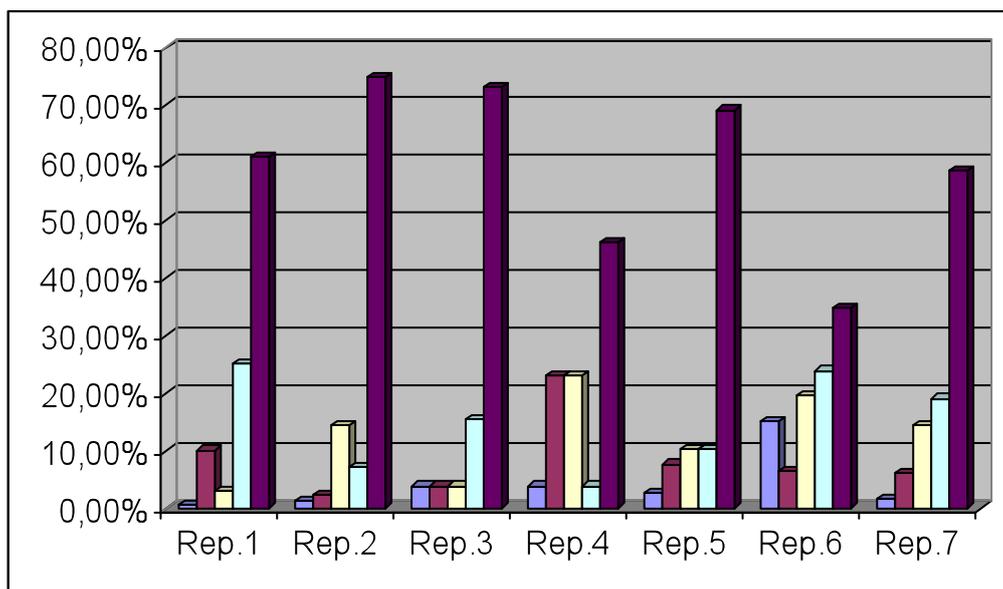


Figura 5.4: Rappresentazione dei gruppi rispetto ai reparti.

Nella tabella 5.4 sono riportati le percentuali dei diversi gruppi di pazienti. Lo studio sulle dimensioni del servizio ha evidenziato una percentuale più alta di insoddisfatti per l'Empatia, caratterizzata dagli item delle percezioni P14, P15. Osservando la figura 5.5, notiamo in relazione alle cinque dimensioni fondamentali del servizio la distribuzione empirica associata ai cinque livelli o gradi di soddisfazione manifestati dai degenti.

Tangibilità		Affidabilità		Capacità di Risposta		Capacità di Rassicurazione.		Empatia	
Et	3,9%	Ea	2,3%	Er	4,9%	Era	1,8	Ee	28,4
Dt	7,4%	Da	5,5%	Dr	1,8%	Dra	1,4	De	4,5
Ct	17,6%	Ca	21,1%	Cr	4,9%	Cra	8,2	Ce	8,2
Bt	11,5%	Ba	8,8%	Br	8,6%	Bra	18,6	Be	13,9
At	59,5%	Aa	62,2%	Ar	79,8%	Ara	70,1	Ae	45,0

Tabella 5.4: Dimensioni e numerosità dei cluster per le cinque dimensioni del servizio.

Riportiamo come informazione significativa, nella tabella 5.4, la percentuale dei diversi gruppi di pazienti caratterizzati dall'aver dato risposte simili agli item peculiari delle cinque dimensioni. Il risultato più evidente è che l'Empatia, è alquanto critica, visto che la percentuale della classe dei molto insoddisfatti è sensibilmente elevata (28,4%) rispetto al gruppo dei molto soddisfatti (45%).

Maggiore soddisfazione concerne la Capacità di Risposta (79,8%) del personale, ed alta è anche la soddisfazione circa la Capacità di Rassicurazione (70,1%), segue in classifica l'Affidabilità e la Tangibilità e del servizio.

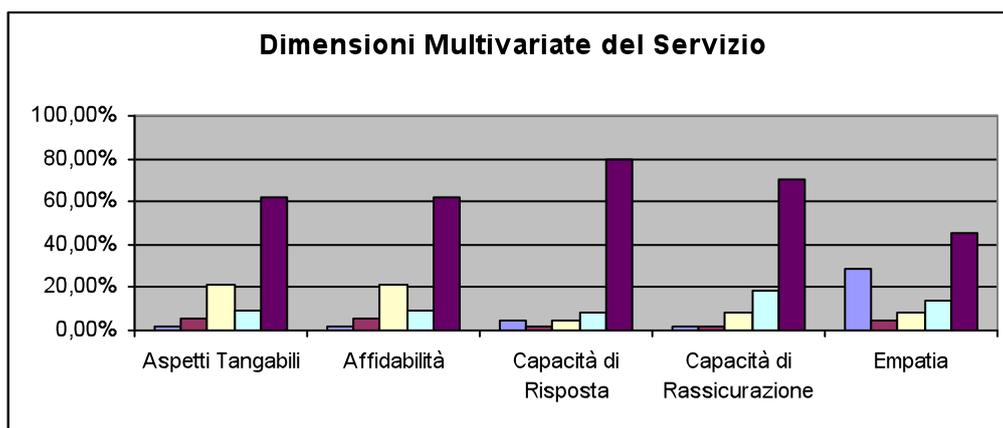


Figura 5.5: Numerosità dei gruppi rispetto alle cinque dimensioni del servizio.

6. La valutazione della patient satisfaction con metodi parametrici

Negli studi volti ad analizzare la soddisfazione dei pazienti, la determinazione di un indicatore che sintetizzi la performance in termini di PS ed il contributo che ciascun aspetto del servizio erogato fornisce per la formazione della PS, risultano essere elementi di primario interesse per il management sanitario. In altri termini, per una struttura sanitaria è necessario non solo misurare il livello di PS ma anche individuare il modello concettuale che ha indirizzato il paziente alla formulazione di un determinato giudizio. Infatti, se la prima informazione fornisce una misura sul grado di salute dell'azienda sanitaria dal punto di vista del cliente, la seconda rende fruibili al Management indicazioni di dettaglio fondamentali per il processo decisionale.

Le metodologie statistiche di tipo parametrico maggiormente diffuse per la valutazione della soddisfazione dei pazienti nel settore sanitario sono la Regressione Logistica ed i metodi Multilevel. Il modello ad Equazioni Strutturali per variabili latenti rappresenta una più completa alternativa ai precedenti, sia in termini di capacità di analisi che di risultati raggiunti. Per un'analisi dei metodi multilevel nel settore sanitario si rimanda alla sezione 2; le altre due metodologie, invece, saranno trattate di seguito secondo il seguente ordine: Regressione Logistica (RL) paragrafo 6.1 e Modelli ad Equazioni Strutturali (MES) paragrafo 6.2 .

Queste ultime metodologie parametriche forniscono diversi risultati. La RL, classificabile nei modelli cosiddetti esplicativi o decompositivi, determina la rilevazione diretta della misura di PS tramite una scala di punteggi convenzionali e descrive il sottostante costruito concettuale mediante un modello di regressione collegando i punteggi della variabile di risposta con i valori degli indicatori relativi caratteristiche del servizio (Zanella, 1999). Il MES, partendo dal presupposto che la variabile oggetto di studio (la PS) sia non osservabile, tende a misurare tale costruito latente attraverso la costruzione di un modello causale che lega la PS ad altre variabili, sia di tipo latenti che osservabili, secondo il principio che il processo causale non può limitarsi ad una singola relazione, ma molte cause sono collegate fra loro e con vari effetti (Corbetta, 1992).

In particolare, per quanto concerne la RL, partendo dalle 15 variabili relative alle percezioni del servizio sanitario (da P1 a P15) sarà determinato quel sottoinsieme delle stesse che meglio spiega la valutazione del ospedale (**G_Osp**) espressa dai pazienti, ciò al fine di fornire al management sanitario uno strumento semplice ed efficace per individuare le caratteristiche del servizio che contribuiscono maggiormente alla sua formazione. Di contro, con il MES, dopo aver verificato la significatività dei costrutti teorici in rapporto agli indicatori individuati e dopo aver stimato i parametri delle variabili latenti necessarie per la costruzione del modello, gli obiettivi saranno quelli di avere una misura della PS e di analizzare le singole caratteristiche del Servizio Sanitario. In particolare, per queste ultime, sarà ottenuta una misura puntuale del gradimento delle singole dimensioni a cui esse sono collegate e, in un'ottica complessiva, sarà valutato il contributo che ciascuna dimensione fornisce per la formazione della PS.

6.1 Il modello di regressione logistica

La RL consente di studiare la relazione esistente fra una variabile di risposta dicotomica (il giudizio sull'ospedale, **G_Osp**) e un insieme di variabili esplicative (sesso, età, professione, reparto, gradimento parziale rispetto alle differenti caratteristiche del servizio). In particolare, l'obiettivo principale è quello di stimare l'effetto delle variabili esplicative sulla variabile di risposta (Hosmer e Lemeshow, 2000).

Al fine di poter effettuare tale analisi, la variabile **G_Osp** è stata dicotomizzata operando i seguenti accorpamenti di categorie: 1, 2, 3 sono stati codificati "0" (non soddisfatto) e 4 e 5 sono stati codificati "1" (soddisfatto).

Le analisi effettuate attraverso la RL sono state tre: nella prima, prendendo in considerazione la variabile **G_Osp** e le caratteristiche socio-professionali dei pazienti (sesso, professione, età e reparto di fruizione), si è cercato di evidenziare la relazione esistente fra queste variabili. Nella seconda analisi è stata regredita la variabile **G_Osp** rispetto alle tre variabili di gradimento parziale relative al personale medico, al

personale infermieristico e alle strutture (**G_Med**, **G_Inf** e **G_Str**), tenendo in considerazione le variabili socio-professionali risultate significative nella precedente analisi. Nella terza ed ultima analisi, mantenendo le variabili socio-professionali risultate significative, si è cercato di indagare sul processo di sintesi che regola il passaggio dai singoli giudizi a quello complessivo. In particolare, tale analisi ha consentito, da un lato, di valutare il peso relativo delle differenti caratteristiche del servizio e, dall'altro, di misurare caratteristiche individuali che modificano (in senso migliorativo o peggiorativo) il processo di sintesi.

I risultati del primo studio, utilizzando la procedura di selezione delle variabili di tipo *backward*⁶, sono riportati nella tabella 6.1, che mostra, per ogni variabile, la stima del parametro, dell'errore standard e dell'*odds-ratio*⁷. Tutte le stime sono state effettuate con il metodo della massima verosimiglianza.

Categorie	Stima del Parametro	Errore Standard	Stima Odd-Ratio	Z Statistica	P-valore
Dipendenti Pubblici	0,50	0,26	1,65	1,96	0,03
Operai	0,93	1,02	2,53	0,91	0,18
Libero Professionista	0,40	1,42	1,49	0,28	0,39
Inoccupati	-1,31	0,73	0,27	1,80	0,04
Pensionati	0,93	0,01	2,53	77,25	0,00
Casalinghe	-0,12	0,53	0,89	0,23	0,41
18-30 anni	-0,45	0,44	0,64	1,04	0,15
31-40 anni	-0,90	0,23	0,41	3,83	0,00
41-50 anni	-0,67	0,65	0,51	1,04	0,15
51-60 anni	0,00	0,45	1,00	0,00	0,50
Reparto 1	0,00	0,46	1,00	0,01	0,50
Reparto 2	0,87	0,12	2,39	7,08	0,00
Reparto 3	0,23	0,29	1,26	0,81	0,21
Reparto 4	-0,12	0,19	0,88	0,66	0,25
Reparto 5	0,01	0,12	1,01	0,10	0,46
Reparto 6	-0,58	0,24	0,56	2,38	0,01
Costante	1,15	0,07			

Tabella 6.1: Stime dei coefficienti, errori standard e odd-ratio.

Le variabili selezionate sono l'età, la professione e il reparto, inoltre il modello è risultato statisticamente significativo sulla base del test F. In merito all'andamento della variabile età (suddivisa in classi), si può notare come, passando dai giovani (18-30 anni) agli adulti (31-40 anni), c'è una diminuzione della soddisfazione, che per le classi successive tende, invece, ad assumere un andamento crescente fino a raggiungere un valore massimo nell'ultima classe d'età (51-60 anni). Per quanto concerne le professioni è possibile evidenziare come le categorie più soddisfatte sono quelle dei pensionati e degli operai, ovvero quelle categorie sociali che vedono nel servizio pubblico l'unica possibilità per la salvaguardia della propria salute. Per contro, le

⁶ La selezione non è stata effettuata in modo automatico, ma ha comportato la verifica di molte, alternative, riguardanti anche la codifica delle variabili.

⁷ Indicando con $\hat{\beta}_h$ la stima del coefficiente di regressione dell'*h*-ma variabile esplicativa, l'*odds ratio* è dato da $\hat{\gamma}_h = \exp(\hat{\beta}_h)$ il quale rappresenta una misura del rischio relativo

casalinghe e gli inoccupati hanno una percezione bassa del servizio sanitario; tale atteggiamento negativo potrebbe essere in parte dovuto allo stato d'animo momentaneo dei soggetti in questione, infatti se per gli inoccupati potrebbe essere facilmente comprensibile tale ipotesi, dal lato delle casalinghe potrebbe essere dovuto al fatto che esse siano le accompagnatrici dei propri figli, piuttosto che le fruitrici dirette del servizio sanitario (e pertanto coloro che hanno compilato la scheda di valutazione). In ultimo per quanto concerne i reparti, confermando i risultati emersi con le metodologie utilizzate nei paragrafi precedenti, è possibile notare come il reparto 2 ha evidenziato la migliore *performance*, viceversa quelli meno soddisfacenti sono risultati i reparti 4 e 6. L'obiettivo della seconda analisi, come suggerito dal management sanitario, è stato quello di indagare circa il contributo dei due aspetti fondamentali del servizio ospedaliero: le strutture e il personale, in particolare per quest'ultimo considerando la distinzione tra il personale infermieristico e il personale medico. I risultati a cui si è giunti sono riportati in tabella 6.2 .

	Stima del Parametro	Errore Standard	Stima Odd-Ratio	Variazione di Impatto	Likelihood Ratio Test	
					Chi-quadrato	p-value
G_Med	0,64	0,46	1,90	15,52%	7,30	0,01
G_Inf	0,57	0,18	1,77	13,90%	10,56	0,00
G_Str	1,56	0,24	4,77	32,67%	93,78	0,00
Costante	-0,07	0,34				

Tabella 6.2: Stime dei coefficienti, errore standard, odds-ratio, variazione d'impatto⁸ e test di significatività.

Dall'analisi di detta tabella emerge che gli aspetti di struttura contribuiscono maggiormente alla formazione della PS rispetto agli aspetti connessi con il personale. Inoltre, per quanto concerne quest'ultimo aspetto il contributo relativo fornito dal personale medico e dal personale infermieristico è praticamente lo stesso.

La terza analisi è stata effettuata per verificare la dipendenza tra la soddisfazione complessiva e le variabili di gradimento parziale (da **P1** a **P15**), unitamente alle 3 variabili esplicative risultate significative nel precedente modello. Utilizzando per la selezione delle variabili il metodo *backward*, le variabili **P2**, **P4**, **P7**, **P10**, **P12** e **P14** sono risultate significative ad un livello di significatività del 5% per spiegare la soddisfazione complessiva. Inoltre nel modello complessivo, che include anche le variabili di gradimento parziale, non sono risultate significative le variabili socio-demografiche. Il modello individuato è risultato il seguente:

$$Pr ob(G_Osp = 1) = \frac{\exp(-4,18 + 1,92 \times P2 + 1,11 \times P4 + 1,78 \times P7 + 3,19 \times P10 + 0,93 \times P12 + 1,01 \times P14)}{1 + \exp(-4,18 + 1,92 \times P2 + 1,11 \times P4 + 1,78 \times P7 + 3,19 \times P10 + 0,93 \times P12 + 1,01 \times P14)}$$

⁸ La *misura d'impatto* è una particolare trasformazione dell'*odds ratio*, essa è data da $\alpha_k = \hat{\gamma}_h / (1 + \hat{\gamma}_h) - 0.5$. A parità di condizioni e partendo da una probabilità del 50%, possedere una modalità piuttosto che un'altra aumenta dell' α_k % la probabilità di esprimere un giudizio favorevole.

Variabili Significative	Stima del Parametro	Errore Standard	Stima Odd-Ratio	Variazione di Impatto	Likelihood Ratio Test	
					Chi-quadrato	p-value
P02	1,95	0,46	7,04	37,56%	19,48	0,00
P04	1,11	0,51	3,05	25,29%	6,30	0,01
P07	1,78	0,48	5,92	35,54%	14,81	0,00
P10	3,17	0,66	23,80	45,97%	27,31	0,00
P12	0,93	0,67	2,53	21,65%	2,96	0,09
P14	1,01	0,43	2,74	23,29%	6,69	0,01
Costante	-4,18	0,80				

Tabella 6.3: Stime dei coefficienti, errore standard, odds-ratio, variazione d’impatto e test di significatività.

Dai risultati di tale modello appare evidente che tutte le dimensioni sono rappresentate almeno con una variabile. Ciò evidenzia l’importanza di tutti i costrutti latenti per una corretta analisi della dinamica di formazione della PS. Dall’analisi degli *odd-ratio* è possibile sottolineare come tutte le variabili sono legate positivamente **G_Osp**. Di particolare rilievo è il valore assunto dalla variabile **P10** (3,169) che consente di affermare che l’effetto della variabili **P10**, sulla propensione della soddisfazione complessiva, aumenta considerevolmente. Nella stessa direzione, anche se con un effetto notevolmente minore rispetto alla precedente, sono i legami tra le variabili **P2** e **P7** con **G_Osp**. Da un’attenta lettura e ponendosi dal punto di vista del Management Sanitario tali risultati consentono di identificare gruppi di variabili con capacità esplicative omogenee nei confronti della soddisfazione complessiva: 1. Professionalità del Personale (**P10**); 2. Organizzazione (**P4** e **P7**) 3. Pulizia Ambienti (**P2**); 4. Rapporti Umani (**P12** e **P14**). Effettuando il test della devianza, per analizzare la significatività del modello *tout court*, si è ottenuto un *p-value* pari a 0,007 che risulta ampiamente significativo.

La percentuale di devianza di PS spiegata dal modello è abbastanza soddisfacente e pari ad un livello del 52,1%.

La figura 6.1 rappresenta la capacità di predizione del modello logistico stimato. Tale capacità è stata determinata calcolando la percentuale di pazienti ben predetti dal modello stimato, utilizzando differenti livelli di *cut-off*. Usando un *cut-off* pari a 0,48 risulta che il 97,6% di tutti i soddisfatti (quelli che hanno espresso un livello di soddisfazione per la variabile soddisfazione complessiva pari a 1) è ben predetta dal modello; inoltre, il 70,3% di tutti i pazienti che hanno espresso un’insoddisfazione complessiva (PS=0) risultano ben predetti dal modello logistico stimato.

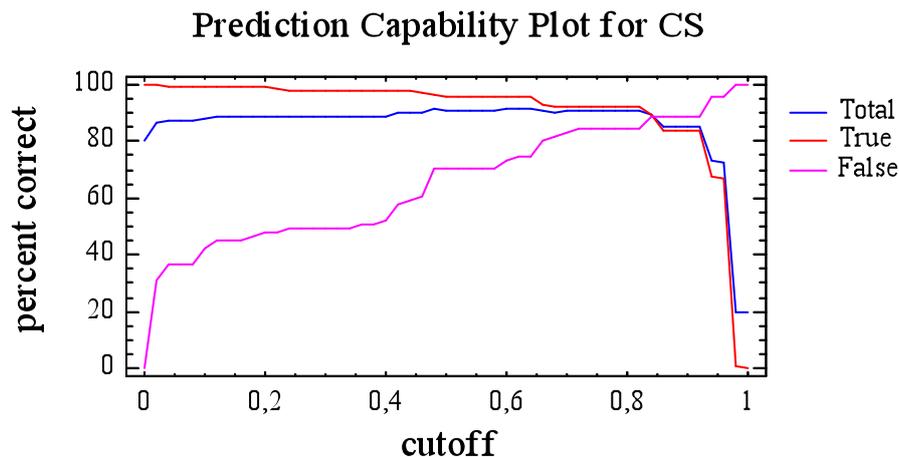


Figura 6.1: Rappresentazione del Cut-off.

6.2 Il modello ad equazioni strutturali

In molti problemi di natura socio-economica è di primario interesse, per il ricercatore, la determinazione di un indicatore che sintetizzi una performance o uno stato di benessere complessivo per ogni unità statistica (paziente, utente, azienda ecc.). Spesso tale indicatore non è direttamente osservabile, poiché è concepito come un costrutto teorico latente (Lovaglio, 2002). Pertanto, la sua valutazione può avvenire solo indirettamente considerando le caratteristiche che ne misurino l'effetto. Tipicamente, lo studio della PS viene inteso come valutazione della qualità percepita nei confronti di particolari aspetti del servizio erogato; tali aspetti, che si interpretano come manifestazioni di dimensioni latenti della soddisfazione, sono quantificabili attraverso variabili, definite manifeste, solitamente espresse su una scala ordinale di punteggi. I legami che sussistono tra *variabili manifeste* (VM) e *variabili latenti* (VL) possono essere formalizzati attraverso un preciso modello che rende rigoroso, in un primo momento, il procedimento di definizione del concetto di PS e, successivamente, la sua misurazione (Cagnone *et al.*, 2002).

Tale studio, condotto con la metodologia statistica del MES, si compone di quattro fasi: a) costruzione del modello, b) analisi fattoriale ed alpha di Cronbach (verifica di attendibilità dei costrutti latenti), c) stima dei parametri e delle variabili latenti e d) analisi dei risultati.

6.2.1 La costruzione del modello

Prendendo le mosse dalla rilevazione della scheda di valutazione effettuata sui pazienti in merito alle diverse caratteristiche del servizio (tabella 2.1), la costruzione del modello consiste, in primo luogo, nell'individuazione dei costrutti latenti che soggiacciono le diverse caratteristiche del servizio e, in secondo luogo, nella determinazione delle relazioni esistenti tra i diversi costrutti teorici.

Nella fattispecie la scheda di valutazione proposta conteneva diciannove domande relative alle percezioni dei pazienti di cui quindici relative a caratteristiche del servizio e

quattro relative a caratteristiche complessive (**G_Osp**, **G_Med**, **G_Inf**, **G_Str**). Dopo un'attenta analisi, condotta di concerto con il management sanitario, si è convenuto che tali caratteristiche potevano essere utilizzate come indicatori per misurare sei costrutti latenti, di cui cinque esogeni e uno endogeno (tabella 6.4).

Variabile Latente	Tipologia	Simbolo	Item Collegati
Aspetti Tangibili	Esogena	η_1	P ₁ ; P ₂ ; P ₃
Affidabilità	Esogena	η_2	P ₄ ; P ₅ ; P ₆
Capacità di Risposta	Esogena	η_3	P ₇ ; P ₈ ; P ₉
Capacità di Rassicurazione	Esogena	η_4	P ₁₀ ; P ₁₁ ; P ₁₂ ; P ₁₃
Empatia	Esogena	η_5	P ₁₄ ; P ₁₅
Patient Satisfaction	Endogena	ξ	G_Osp; G_Med; G_Inf; G_Str

Tabella 6.4: Raggruppamento delle VM in base al costrutto latente.

Si è pertanto giunti all'identificazione di sei modelli di misurazione che hanno dato luogo a diciannove equazioni. Successivamente si è formalizzato il modello strutturale determinando le relazioni esistenti tra i costrutti latenti. A riguardo, si è ritenuto opportuno ipotizzare che le cinque VL esogene determinano l'unica variabile latente endogena (PS).

6.2.2 Analisi fattoriale e verifica dell'attendibilità dei costrutti latenti

Prima di procedere alla stima dei parametri e delle VL del MES, è stata effettuata un'analisi fattoriale e, per ciascuna VL, è stato calcolato l'indice α di Cronbach⁹, che misura l'attendibilità degli item rispetto al costrutto latente. L'analisi fattoriale ha consentito di "validare" il modello strutturale ipotizzato, ovvero si è verificata l'esistenza di sei VL per analizzare l'insieme dei dati. Utilizzando come metodo di estrazione dei fattori latenti quello delle componenti principali ed effettuando una rotazione del tipo varimax sono stati estratti sei fattori latenti significativi, sulla base dello *Scree Test* e, successivamente, sono stati interpretati secondo i contributi forniti da ciascun item (tabella 6.5).

È possibile osservare come ogni fattore è ben collegato ad un gruppo di variabili pertinenti la stessa dimensione latente. Infatti il fattore1 è collegato con le variabili **P1**, **P2** e **P3**, ovvero le caratteristiche che sottendono il costrutto latente relativo agli Aspetti Tangibili. Allo stesso modo il fattore2, il fattore3, il fattore4 ed il fattore5 sono collegati rispettivamente alle VM che in fase di formulazione del modello sono state attribuite rispettivamente ai costrutti latenti esogeni Capacità di Rassicurazione, Affidabilità, Capacità di Risposta ed Empatia. In ultimo le variabili **G_Osp**; **G_Med**; **G_Inf**; **G_Str** sono ben rappresentate dal fattore6 che pertanto identifica il costrutto latente **PS**.

⁹ L'alpha di Cronbach è dato da $\alpha = [n/(n-1)] * \left[1 - \left(\sum_{i=1}^n s_i^2 / s_t^2 \right) \right]$ dove s_i^2 è la varianza della *i-esima*

misurazione, s_t^2 è la varianza totale della somma di tutte le numerazioni ed *n* è il numero di misurazioni.

	Fattore1	Fattore2	Fattore3	Fattore4	Fattore5	Fattore6
Per1	0,678	0,306	0,395	-0,006	0,304	-0,081
Per2	0,786	0,126	0,038	0,383	0,171	0,096
Per3	0,802	0,159	0,134	0,289	-0,221	0,192
Per4	0,460	0,275	0,579	0,055	0,312	0,167
Per5	0,513	0,324	0,541	0,151	0,256	0,212
Per6	0,543	0,356	0,566	0,100	-0,064	0,181
Per7	0,079	0,272	0,199	0,778	0,361	0,108
Per8	0,243	0,230	0,176	0,727	0,157	0,291
Per9	0,165	0,334	0,175	0,807	0,147	0,025
Pe10	0,180	0,787	0,296	0,224	0,209	0,183
Pe11	0,196	0,760	0,297	0,166	0,179	0,182
Pe12	0,149	0,753	0,261	0,307	0,032	-0,079
Pe13	0,298	0,704	0,248	0,215	0,123	0,228
Pe14	0,096	0,243	0,088	0,145	0,875	-0,035
Pe15	0,069	0,287	0,065	0,156	0,850	0,086
Pe16	0,512	0,126	-0,083	0,156	0,334	0,588
Pe17	0,191	0,339	0,313	0,341	0,339	0,504
Pe18	0,446	0,306	0,393	-0,016	0,021	0,551
Pe19	0,169	0,188	0,083	0,169	0,091	0,899

Tabella 6.5: Analisi fattoriale (Promax).

Successivamente è stato calcolato l'indice di Cronbach, in base al quale una VL si può considerare ben determinata dalle proprie VM se il valore dell'indice risulta superiore a 0,7. L'esame è stato condotto con lo scopo principale di confermare i risultati dall'analisi fattoriale.

Variabile Latente	Alpha di Cronbach
Aspetti Tangibili	0,81
Affidabilità	0,77
Capacità di Rassicurazione	0,75
Capacità di Risposta	0,92
Empatia	0,90
Patient Satisfaction	0,78

Tabella 6.6: Valori dell'alpha di Cronbach per ciascuna variabile latente.

6.2.3 La stima dei parametri e delle variabili latenti

La terza fase riguarda la stima dei parametri strutturali del modello e delle VL. Per la soluzione di tale problematica due sono gli approcci seguiti in letteratura: il Lisrel e il Partial Least Square (PLS).

Nel modello Lisrel la stima è effettuata utilizzando il metodo della massima verosimiglianza. Il criterio alla base del Lisrel è quello di stimare i parametri strutturali scegliendo tra quei parametri che generano, per i dati campionari, la più elevata verosimiglianza di essere osservati. Il processo di stima dei parametri strutturali è *iterativo*, avviene, quindi, per successive approssimazioni della stima ottimale.

Nella forma più generale il modello Lisrel si compone di due parti fondamentali: i modelli di misura, che esprimono il legame tra le variabili osservate e le latenti e il modello strutturale, che individua le relazioni di causalità esistenti tra i costrutti latenti in esame. Seguendo la notazione indicata da Joreskog (1970), i modelli di misura possono essere formalizzati nel modo seguente: 1) $Y = \Lambda_y \eta + \varepsilon$ e 2) $X = \Lambda_x \xi + \delta$, dove, nella (1) η è il vettore (1 x 1) della variabile latente endogena del modello, Y è il vettore (4 x 1) delle corrispondenti variabili osservate ed ε è il vettore degli errori di misura; allo stesso modo, nella (2), ξ è il vettore (5 x 1) delle VL esogene, X è il vettore (15 x 1) delle corrispondenti variabili osservate e δ il vettore degli errori di misura. Λ_x e Λ_y sono le matrici dei pesi fattoriali che legano le variabili osservate con le latenti. La parte strutturale può essere formalizzata come segue: $\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta$ dove B (1x1) e Γ (1x5) sono le matrici dei coefficienti strutturali rispettivamente delle endogene sulle endogene e delle esogene sulle endogene e ζ è il vettore degli errori.

Una soluzione alternativa per la stima dei parametri strutturali e delle VL è rappresentato dal metodo del PLS (Wold, 1966, 1982), che ha trovato largo impiego nell'ambito delle misure di PS. A riguardo si vedano le metodologie statistiche utilizzate per il calcolo dell'American Customer Satisfaction Index (ACSI) e European Customer Satisfaction Index (ECSI) (Boari, 1999).

Nella sua versione "basic PLS design" il PLS si compone di due insiemi di equazioni lineari: "the inner model" (IM) e "the outer model" (OM). L'IM stabilisce le relazioni tra le VL; mentre l'OM definisce le relazioni tra le VL e le variabili osservate ad esse associate.

Nel caso in questione, l'inner model per le 1022 unità statistiche può essere scritto, nella sua forma matriciale compatta, come: $\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta$ dove η è il vettore (1x1022) della variabile latente endogena, ξ è la matrice (5x1022) delle VL esogene, B è la matrice (1x1) del coefficiente strutturale per la variabile endogena, Γ è la matrice (1x5) dei coefficienti strutturali tra endogene ed esogene e ζ è la matrice (1x1022) dei residui dell'IM. L'OM avrà due equazioni, la prima metterà in relazione le VL endogene con le rispettive VM endogene ed assumerà la seguente forma matriciale: $y = \Lambda_y \eta + \varepsilon_y$ dove y la matrice delle VM (4x1022) collegate alla VL endogena attraverso i coefficienti della matrice Λ_y (4x1); ed ε_y una matrice che definisce i residui dell'outer model.

La seconda equazione, diversamente legherà le VL esogene alle corrispondenti VM ed assumerà la seguente forma: $x = \Lambda_x \xi + \varepsilon_x$. Generalmente si assume che le

VM siano raggruppate in blocchi disgiunti, dove ciascun blocco rappresenta una VL. Dalle equazioni precedenti, sostituendo le VL endogene, determinate nell'inner model, nell'equazione dell'outer model avremo l'equazione generale: $y = \Pi_y (B\eta + \Gamma\xi) + v$. Com'è possibile vedere in tale equazione sono messe in relazione le VM con le VL, ciascuna delle quali è legata, indirettamente attraverso l'inner model, al rispettivo gruppo di VM. Si noti che i residui del modello sono pari a $v = \Pi_y \zeta + \varepsilon_y$ e risultano incorrelati con le rispettive VL esogene.

Le precedenti equazioni e le relative assunzioni, costituiscono la forma teorica e strutturale del modello PLS. Logicamente le VL, i coefficienti del modello interno e i loadings non sono noti e vanno perciò stimati.

La stima PLS si compone di due fasi: 1) la stima iterata delle VL, come combinazione lineare delle VM ad esse associate; 2) il calcolo dei *loadings* e dei coefficienti dell'*inner model*, utilizzando le stime effettuate in precedenza e il metodo dei minimi quadrati (OLS). Punto centrale della stima PLS è la determinazione dei pesi associati alle VL stimate. Essi sono ottenuti iterativamente attraverso una serie di regressioni OLS su ciascun blocco delle VM. Nella fattispecie due sono i possibili metodi di stima utilizzabili: l'*outward mode* e l'*inward mode*. L'*outward mode* calcola le stime dei blocchi esterni attraverso una sequenza iterata di regressioni semplici OLS, dove le VM sono considerate come variabili dipendenti. Diversamente, l'*inward mode* stima i blocchi interni attraverso una serie di regressioni multiple di tipo OLS, dove le VM sono però considerate variabili indipendenti. E' importante sottolineare come la differenza tra i due blocchi, interni ed esterni, corrisponda alla differenza che è indicata, nel modello Lisrel, tra gli indicatori di tipo formativo e riflessivo (Hauser, 1991). Seguendo questa distinzione, si assume che gli indicatori esterni riflettono, piuttosto che determinare, una dimensione latente. Viceversa gli indicatori interni o formativi compongono la dimensione latente ad essi associata.

In termini generali l'approccio PLS è utilizzato per stimare modelli strutturali complessi che includono due o più VL. Il processo di stima è interamente fondato sul metodo dei minimi quadrati, applicati sotto le restrizioni imposte dai modelli di relazioni interno ed esterno. Essendo basato sulle "predizioni" dei minimi quadrati l'approccio PLS è definito come approccio "*prediction oriented*". Inoltre Wold (1982) si riferisce al PLS come ad un approccio "*soft modelling*", poiché esso usa i minimi quadrati, che non necessitano di assunzioni particolarmente stringenti sulla distribuzione delle variabili, dei residui e dei parametri; ed è perciò meno restrittivo rispetto ad altri metodi di stima dei modelli strutturali a VL, come ad esempio il Lisrel.

Il Lisrel, infatti, si basa sull'ipotesi di multinormalità dei dati ed inoltre l'algoritmo di risoluzione prende le mosse dalla modellizzazione della matrice di covarianza, che, in alcuni casi, può portare a problemi d'identificazione e di non convergenza; viceversa l'approccio PLS non si basa su ipotesi probabilistiche forti; ed inoltre, direttamente sui dati, attraverso delle regressioni semplici o multiple, non comporta problemi di identificazione (Sarnacchiaro e Amenta, 2001). Nella tabella 6.7 sono riportati le principali differenze tra le due metodologie di stima.

	PLS	Lisrel
Approccio	Esplorativo	Confermativo
Ipotesi distributiva	Nessuna	Distribuzione Normale Multivariata
Stime dei parametri	Consistenti al crescere della dimensione campionaria	Consistenti
Variabili latenti	Stimate esplicitamente	Indeterminate
Implicazioni	Ottimale per l'accuratezza della predizione	Ottimale per l'accuratezza dei parametri
Complessità del modello	Elevata (< 1000 indicatori)	Bassa (< 100 indicatori)
Dim. campionaria min.	Piccola (30-100 casi)	Media (200-800 casi)

Tabella 6.7: Confronto PLS / Lisrel per la stima del MES (rielaborazione da Chin, Newsted, 1999)".

6.2.4 L'analisi dei risultati con il partial least square

Per determinare le stime PLS dei parametri del modello specificato è stato utilizzato il programma LVPLS 1.8 di Lohmoller¹⁰. Per uniformità con l'analisi Lisrel, si è proceduto alla preliminare standardizzazione delle VM. L'algoritmo PLS ha raggiunto la convergenza in 4 iterazioni. La stima dei 6 modelli di misurazione costruiti per la determinazione delle altrettante VL hanno fornito valori confortanti: i valori delle statistiche *t* sono tutti significativi anche ad un livello soglia dello 0,01. Inoltre, per valutare la bontà dell'adattamento dei modelli di misurazione ai dati, sono stati calcolati i rispettivi indici R². Dall'analisi degli stessi è emerso che per tutte le VL esogene la capacità predittiva del modello è oltre la soglia del 70%, con una punta massima per l'Empatia, dove il modello spiega quasi il 92%. In relazione alla stima del modello causale, che coinvolge le VL, esso risulta dato da:

$$PS = 0,477 \times asp_tan + 0,167 \times affidabilità + 0,317 \times capacità\ di\ risposta + 0,175 \times capacità\ di\ assicurazione + 0,021 \times empatia$$

Per saggiare la significatività complessiva di tale modello è stata calcolata la statistica F, il cui valore estremamente elevato (F=93,6) ha confortato in merito alla rilevanza dello stesso. Per l'analisi della significatività dei coefficienti di regressione sono state calcolate le statistiche test *t* usuali. Dalle analisi numeriche è emerso che tutte le VL esogene, individuate per analizzare la variabile latente endogena (PS), risultano essere fortemente significative, ad eccezione della variabile Empatia, il cui valore di *p-value* leggermente superiore al 5% lascia qualche dubbio sulla sua inclusione nel modello strutturale.

Dall'analisi della tabella 6.8, che riporta le stime dei parametri del modello strutturale, emerge che i fattori che maggiormente contribuiscono alla formazione della PS sono, in ordine d'importanza, gli Aspetti Tangibili e la Capacità di Risposta. In particolare, gli aspetti di struttura, le informazioni generali inerenti la malattia e la funzionalità della struttura sono da ritenersi elementi essenziali su cui il Management Sanitario non può permettersi *defaillance*, se intende perseguire la soddisfazione dei pazienti.

Variabili Latenti	Stima parametro	Statistica t	p-value	R²
Aspetti Tangibili	0,477	10,24	0,00	74,8%
Affidabilità	0,167	4,70	0,00	82,5%
Capacità di Risposta	0,317	9,63	0,00	77,4%
Capacità di Rassicurazione	0,175	4,45	0,00	72,9%
Empatia	0,021	0,49	0,057	91,8%
Patient Satisfaction				48,1%

Tabella 6.8: Stima e significatività statistica dei Parametri.

Successivamente, si è passati all'analisi delle VL stimate attraverso il modello. Per una semplicità di lettura i valori medi di tali costrutti latenti sono stati riportati su una scala centesimale (tabella 6.9). Essi rappresentano una misura del gradimento espresso dai pazienti nei confronti del corrispondente costrutto teorico.

Variabile Latente	Aspetti Tangibili	Affidabilità	Capacità di Risposta	Capacità di Rassicurazione	Empatia	Patient Satisfaction
--------------------------	--------------------------	---------------------	-----------------------------	-----------------------------------	----------------	-----------------------------

¹⁰ Il software è liberamente disponibile presso <http://kiptron.psyc.virginia.edu/disclaimer.html>

Valore Medio	0,60	0,68	0,75	0,72	0,62	0,65
--------------	------	------	------	------	------	------

Tabella 6.9: Valori medi delle variabili latenti.

A fronte di un valore complessivamente sufficiente della PS, dall'analisi della tabella 6.9 emerge come, in relazione al gradimento medio, le VL esogene, possono essere convenientemente raggruppate in due classi: il primo composto dalle variabili il cui gradimento è complessivamente soddisfacente (Capacità di Risposta, Capacità di Rassicurazione e Affidabilità), il secondo a cui appartengono le variabili per le quali i pazienti hanno espresso un basso livello di gradimento (Empatia e Aspetti Tangibili).

Incrociando le informazioni sul gradimento con quelle ottenute attraverso la stima dei coefficienti del modello strutturale è possibile costruire la matrice degli interventi, in cui le VL sono classificate sia in base all'importanza che assumono nel modello di valutazione dei pazienti, sia in base al livello medio di gradimento che hanno raggiunto. In particolare nel nostro caso avremo:

		Gradimento	
		<i>Basso</i>	<i>Alto</i>
Importanza	<i>Bassa</i>	Empatia	Affidabilità Capacità di Rassicurazione
	<i>Alta</i>	Aspetti Tangibili	Capacità di Risposta

Tabella 6.10: Matrice degli interventi.

La matrice degli interventi consente di classificare le variabili in quattro classi per ciascuna delle quali il Management Sanitario dovrà prevedere attività differenti per tempi e per intensità (tabella 6.10). Nella fattispecie appare evidente come il Management in questione debba concentrare i primi interventi sugli Aspetti Tangibili che rappresentano un aspetto fondamentale ai fini della formazione della valutazione di soddisfazione complessiva espressa dai paziente e per i quali il livello di gradimento raggiunto è basso. Diversamente gli aspetti del servizio riconducibili alla Capacità di Risposta rappresentano un punto di forza dell'Azienda Sanitaria perché per essi i pazienti hanno espresso un soddisfacente livello di soddisfazione e, allo stesso tempo, reputano tali elementi importanti. Gli aspetti di Affidabilità e di Capacità di Rassicurazione rappresentano, in un certo senso, un surplus che l'Azienda Sanitaria offre ai propri pazienti, in quanto pur non essendo ritenuti particolarmente importanti, quest'ultimi ne sono soddisfatti; in ultimo l'Empatia per la quale sono risultati bassi sia la valutazione di gradimento che il grado di importanza che i pazienti attribuiscono a tale dimensione.

Un importante aspetto per la valutazione del modello è l'esame di alcuni indicatori che riflettono il potere predittivo delle relazioni stimate nei modelli di misura e in quello strutturale. Per quest'ultimo, il valore di R^2 è risultato pari al 48,2%.

Per studiare la capacità del modello di predire le VM corrispondenti alla variabile endogena, Wold propone di utilizzare la statistica Q^2 , una sorta di versione Jackknife

dell'indice di determinazione lineare, che può, però assumere valori negativi, segnale di un modello non accettabile. Il modello strutturale stimato ha dato luogo a un Q^2 pari a 47,7% indicando una maggiore difficoltà a prevedere le VM rispetto alla variabile endogena.

6.2.5 L'analisi dei risultati con il Lisrel

Allo scopo di comparare i risultati ottenuti attraverso il PLS, è stata effettuata la stima dei coefficienti e delle VL anche con il metodo Lisrel. Nella tabella 6.11 sono riportati i risultati relativi alla stima dei modelli di misurazione, in particolare si hanno le stime dei coefficienti che legano le singole VM ai relativi costrutti latenti, unitamente all'errore standard di dette stime, alla statistica test t e al p -value. In generale è possibile affermare che tutte le singole VM sono significative come si può osservare dai valori dei p -value. Inoltre, considerando i valori assunti dai singoli coefficienti è possibile sottolineare come, per esempio, qualora il management dovesse decidere di intraprendere un'azione di miglioramento volta ad aumentare la percezione degli Aspetti Tangibili, tra le tre VM rilevate su cui agire, sarebbe preferibile porre l'attenzione sulla P2 in quanto il contributo da essa fornito per la costruzione della VL, è maggiore. Discorso analogo vale per la variabile P14 rispetto all'Empatia. Differentemente per le altre tre VL il contributo fornito dalle corrispondenti VM è pressoché simile, pertanto un'azione volta al miglioramento di detto aspetto del servizio dovrebbe riguardare equamente tutte le caratteristiche manifeste.

Nella figura 6.2 sono invece riportate, oltre alle stime dei modelli di misura, anche quelle del modello strutturale, inoltre sono confrontati i risultati ottenuti attraverso le due procedure di stima (Lisrel e PLS). Anche nel Lisrel, le VL che hanno una maggiore influenza nella formazione della PS sono la Capacità di Risposta e gli Aspetti Tangibili, di minore e decrescente importanza è invece il contributo dell'Affidabilità, della Capacità di Rassicurazione e dell'Empatia. Tutte le componenti risultano statisticamente significative ad un livello dello 0,05.

Relazione	Stima Parametro	Errore Standard	Statistica t	p-value
P ₁ -> A Tan	0,80	0,05	15,79	0,00
P ₂ -> A Tan	1,02	0,04	24,65	0,00
P ₃ -> asp tan	0,77	0,04	20,63	0,00
P ₄ -> Aff	0,77	0,04	21,48	0,00
P ₅ -> Aff	0,87	0,03	26,21	0,00
P ₆ -> Aff	0,74	0,03	22,31	0,00
P ₇ -> C Ris	0,58	0,04	15,13	0,00
P ₈ -> C Ris	0,65	0,03	21,29	0,00
P ₉ -> C Ris	0,70	0,03	21,72	0,00
P ₁₀ -> C Ras	0,68	0,03	27,47	0,00
P ₁₁ -> C Ras	0,66	0,03	24,09	0,00
P ₁₂ -> C Ras	0,57	0,03	18,66	0,00
P ₁₃ -> C Ras	0,65	0,03	21,62	0,00
P ₁₄ -> Emp	1,30	0,23	5,65	0,00
P ₁₅ -> Emp	1,16	0,17	6,82	0,00
P ₁₆ -> G Osp	1,20	0,06	19,96	0,00
P ₁₇ -> G Med	0,80	0,08	10,04	0,00
P ₁₈ -> G Inf	0,78	0,10	7,89	0,00

P ₁₉ -> G_Str	1,01	0,09	11,22	0,00
--------------------------	------	------	-------	------

Tabella 6.11: Stima e significatività statistica dei parametri.

Per quel che concerne la bontà dell'adattamento del modello ai dati sono stati calcolati alcuni indici, in particolare l'indice RMR (media dei quadrati dei residui), il cui valore (0,392) abbastanza vicino allo 0, consente di affermare che i residui teorici sono abbastanza vicini a quelli empirici. I valori sufficientemente elevati degli indici GFI (0,93) e AGFI (0,90) confortano, invece, sulla bontà dell'adattamento del modello.

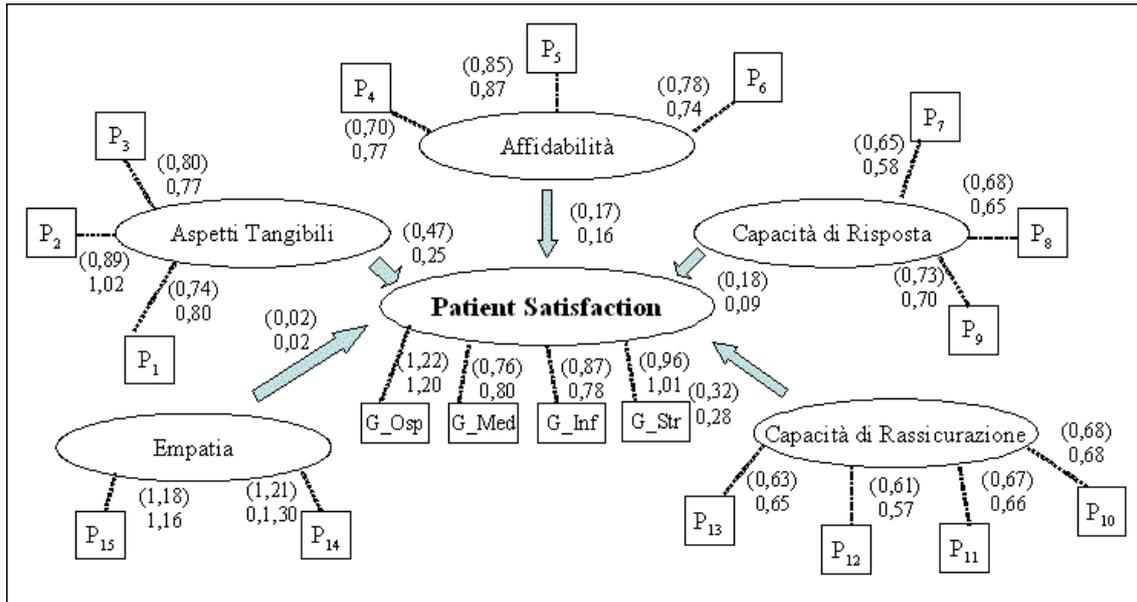


Figura 6.2: I parametri determinati mediante i metodi Lisrel e PLS (tra parentesi).

7. Conclusioni

Nel presente contributo è stato affrontato il problema concettuale dell'analisi della PS. L'obiettivo è stato quello di individuare chiavi di lettura dei dati che aiutassero a comprendere meglio i bisogni espressi dai pazienti, in modo da fornire al Management strumenti utili per l'individuazione degli interventi necessari al miglioramento della qualità. La ricerca ha riguardato lo studio delle percezioni, delle aspettative, degli scostamenti tra esse e delle dimensioni del servizio sanitario dal punto di vista del paziente, in quanto tali caratteristiche sono alla base dei diversi modelli concettuali proposti in letteratura (Servqual e Servperf). Data la complessità del problema e tenuto conto che la "qualità è una grandezza multidimensionale" si è ritenuto opportuno, dopo un'introduttiva analisi descrittiva, procedere con le tecniche statistiche multivariate parametriche e non parametriche.

Nell'ambito delle tecniche esplorative non parametriche è stato tracciato un primo quadro di insieme delle relazioni tra le attese e le percezioni, nonché delle loro differenze, in modo da evidenziare anche con un supporto grafico, le complesse relazioni che soggiacciono la PS. Tra queste si rileva, tra l'altro, una valutazione simile da parte dei pazienti verso alcuni gruppi omogenei di item, così come è

possibile far emergere quali sono i gruppi di variabili che risultano fonte dei maggiori livelli di insoddisfazioni. In tale ambito si è inoltre evidenziato come le informazioni esterne (variabili illustrative) possano arricchire l'interpretazione.

Tale analisi è stata effettuata dopo aver trasformato i dati dalla scala ordinale rilevata ad una scala pseudo-metrico ottenuta con la Rasch Analysis. Alternativamente, è stata proposta una tecnica non lineare che non richiede una trasformazione preliminare ma permette l'uso congiunto di variabili con scale di misurazione differenti, i cui risultati più importanti sono la classificazione sia delle dimensioni percepite che quella dei reparti sulla base dei livelli di soddisfazione che i pazienti hanno dichiarato.

Le tecniche esplorative, comunque, consentono solo una descrizione del fenomeno e sono di supporto a suggerire la modellizzazione del problema concettuale, inoltre, è necessitano solo di ipotesi meno restrittive di quelle usualmente richieste dalle tecniche parametriche.

Un'analisi più puntuale del fenomeno è stata condotta mediante l'uso congiunto di due tecniche parametriche. La prima è riconducibile ai modelli compositivi e presuppone la presenza di una variabile latente manifesta "soddisfazione complessiva", codificata come una variabile indicatrice in funzione di un insieme di variabili manifeste esplicative. Tale tecnica ha significativamente evidenziato il ruolo delle variabili illustrative, nonché delle variabili legate alla professionalità, alla organizzazione, alla struttura, all'igiene e alle relazioni personali, quali determinanti di maggiore capacità esplicativa alla soddisfazione complessiva.

L'ultimo modello, equazione strutturale, parte dal presupposto che la PS è una variabile latente che deve essere stimata mediante la costruzione di un modello causale che la lega ad altre variabili sia di tipo latenti che osservabili.

I risultati delle analisi statistiche e delle osservazioni effettuate possono poi essere sintetizzati e correlati tra loro per una appropriata valutazione e utilizzo da parte del Management in modo che possa scegliere interventi correttivi atti ad influire, per quanto possibile, sulle aspettative degli utenti, ma, ancor di più, per migliorare la soddisfazione dei loro bisogni espressi e latenti. Questi modelli di analisi possono costituire un buon amplificatore ed evidenziatore dei giudizi espressi dagli utenti, giudizi che spesso, nelle rilevazioni, appaiono, alla semplice osservazione dei dati, alquanto sfumati nelle differenze e talvolta apparentemente incongruenti suggerendo scarse, talvolta false e spesso contraddittorie interpretazioni e determinando, in ultima analisi, uno scetticismo di fondo della dirigenza nei confronti di tali tipi di rilevazione. Coloro che lavorano in questo campo, infatti ben sanno che, nell'interpretare e valutare i risultati di una rilevazione centrata sulle percezioni e non su misurazioni obiettive (che del resto non sono ipotizzabili in tema di indicatori di soddisfazione) c'è sempre la possibilità di incorrere in errori di valutazione dovuti alla gran quantità di fattori di distorsione o bias, sempre presenti in qualunque raccolta di dati, ma che in tale tipo di rilevazione risultano particolarmente amplificati. Sicuramente significativa infatti è l'influenza del tipo e della modalità di formulazione delle domande, l'influenza dell'atteggiamento del somministratore della scheda, quella del condizionamento del paziente, soprattutto in alcuni contesti, ad una esternazione prudenziale anche se anonima, causato inevitabilmente dal sentirsi totalmente dipendente dall'ambiente di ricovero (soprattutto per quanto riguarda i quesiti sul personale medico ed infermieristico), come del resto possono rivelarsi importanti anche altri elementi come ad esempio il ridotto numero di risposte causato a volte dalla scarsa adesione dei pazienti all'indagine, altre volte la loro scarsa numerosità.

Vi sono poi giudizi sui quali significativamente si esercita anche l'influenza della qualità dell'ambiente di ricovero (se più o meno disponibile, attento e favorevole al paziente), o della situazione logistica del reparto (particolarmente confortevole o disagiata), portando, di riflesso, anche ad una valutazione più o meno critica, da parte dei pazienti, di quei servizi comuni che, secondo logica, dovrebbero ricevere un simile indice di gradimento anche se espresso in reparti differenti. Ad esempio di ciò, da una indagine non formale effettuata in occasione di alcune rilevazioni, è risultato che i valori complessivamente più negativi del grado di soddisfazione si sono registrati in strutture nelle quali veniva considerato poco disponibile e poco cortese il personale di assistenza medica e/o infermieristica, mentre il più alto grado di soddisfazione, anche in quei settori che nella generalità dell'ospedale avevano ricevuto un punteggio più basso, si era registrato in quelle strutture dove soprattutto il primario costituisce una figura molto presente ed attiva nella relazione coi pazienti.

Tanto premesso bisogna quindi sempre tener conto del fatto che, qualunque sia lo strumento di analisi, valori di soddisfazione molto negativi, richiederebbero, sempre una verifica delle reali condizioni esistenti, prima di trarre conclusioni e prendere decisioni.

Tali considerazioni sono tese a rafforzare il significato della rilevazione della PS, suggerendo il serio studio e la preparazione che richiede l'interpretazione dei dati, per poter rendere veramente significativi ed utili i risultati delle rilevazioni, tenendo anche conto del fatto che tali rilevazioni assorbono non trascurabili risorse.

Sicuramente in un sistema di gestione orientato alla persona, sancito anche dalla normativa oltre che dal senso etico e morale, occorre comprendere e monitorare le aspettative e i giudizi degli utenti e individuare le priorità di intervento e gli obiettivi da porsi per ciascun punto dove si eroga assistenza sanitaria per incontrare il punto di vista del paziente.

Introdurre dei sistemi di analisi e delle tecniche esplorative dei dati delle rilevazioni significa avere la necessaria attenzione all'ascolto della voce dei cittadini, delle persone per operare attivamente a favore della risoluzione dei loro problemi e, per quanto possibile, delle loro aspettative. Significa anche incominciare a creare per la patient satisfaction misure robuste e riproducibili che possano offrire un contributo ad un approccio alla gestione basato sui dati. Si promuoverebbe così, attraverso l'uso di tecniche statistiche adeguate, il superamento della difficoltà di lettura di informazioni così soggettive, ma anche così preziose, quali i giudizi degli utenti.

Sezione II

Modelli multilivello per la valutazione della soddisfazione per il lavoro nel settore dei servizi sociali

1. L'analisi statistica multidimensionale della job satisfaction¹¹

A fronte del crescente interesse per la valutazione della soddisfazione degli utenti dei servizi alla persona di pubblica utilità (SPPU)¹², minore attenzione viene dedicata alla valutazione della soddisfazione di altri *stakeholder* del settore, in particolare degli operatori che nell'ambito di diverse organizzazioni lavorano e concorrono quindi in modo significativo alla formazione dell'*output*, dell'*outcome* e della *satisfaction* degli utenti finali. Dalla vasta letteratura sull'argomento, emerge però chiaramente che la soddisfazione per il lavoro (*job satisfaction*) può spiegare fenomeni importanti come *turn-over*, *effort*, assenteismo e produttività (Clark, 1997). Le teorie moderne fanno dipendere la *job satisfaction*, oltre che dalla retribuzione, da aspetti psicologici e relazionali: si sostiene, ad esempio, che il modo in cui il datore di lavoro tratta i suoi lavoratori viene da questi percepito, ne influenza la loro soddisfazione, la qualità dei risultati e quindi la soddisfazione degli utenti finali (Schneider e Bowen, 1995).

Gli effetti positivi della *job satisfaction* sulla qualità del servizio erogato sembrano particolarmente intensi e caratterizzati da elevati livelli di eterogenità rispetto ad esempio al modello organizzativo: alcuni studi hanno rilevato che gli occupati in enti pubblici sono meno soddisfatti ma più pagati degli occupati in organizzazioni non profit, con significative ricadute sull'efficacia dei risultati finali (Frey, 1997). La causa della particolare relazione tra soddisfazione per il lavoro e qualità del servizio sembra attribuibile principalmente alle caratteristiche del tutto peculiari che presentano gran parte degli operatori del settore dei SPPU: per molti di loro, lavorare non significa solo o principalmente "fare per guadagnare", ma piuttosto "fare per qualcuno". Di conseguenza, per questi lavoratori più che per altri, assume spesso un ruolo importante (e nel contempo complesso da definire) la condivisione di ideali e *mission* con l'organizzazione di appartenenza. Determinanti per la soddisfazione dei lavoratori di questo settore sarebbero quindi sia le loro caratteristiche (in termini di atteggiamento e motivazione verso il lavoro) sia le caratteristiche dell'organizzazione (in termini di "clima" e "ricompensa", ovvero del mix di incentivi che essa può offrire).

In questo paragrafo si presentano alcuni risultati riguardanti l'analisi della *job satisfaction* su un ampio campione di lavoratori remunerati operanti in diverse organizzazioni sia pubbliche sia private del settore dei SPPU. Il campione proviene da un'importante *survey* promossa in Italia dalla *Fondazione Italiana per il Volontariato* e dalla *Fondazione Europa Occupazione* nel 1998 (in seguito FIVOL-FEO 1998)¹³.

Il presente lavoro si differenzia da altri sullo stesso argomento (Clark, 1997 e Depedri, 2003) principalmente per due aspetti di metodo ritenuti importanti. Il primo riguarda l'impiego dell'algoritmo di *optimal scaling* denominato *Princals* (de Leeuw J. e van Rijckevorsel J., 1980) per la costruzione di indicatori della qualità del lavoro. Il secondo riguarda l'uso di modelli multilivello (Goldstein, 1995) per introdurre nell'analisi della *job satisfaction* la naturale *struttura gerarchica* dei dati a 2 livelli (lavoratori e organizzazioni).

Nel paragrafo 2 si riassumono le principali ipotesi socio-economiche sulla *job satisfaction*. Nel paragrafo 3 si presenta il modello utilizzato, mentre il paragrafo 4 è

¹¹ Questa sezione è la sintesi dei risultati presentati con maggiore dettaglio in due studi di Carpi (2003, 2004).

¹² I servizi sono intesi nella loro accezione più ampia di *experience goods* e comprendono, oltre ai servizi sanitari, assistenziali e di cura, anche i servizi educativi, formativi e culturali (Gori e Vittadini, 1999).

¹³ La ricerca è stata condotta da un numeroso gruppo di studiosi del settore coordinato da Carlo Borzaga presso l'Istituto Studi Sviluppo Aziende Non Profit (ISSAN) di Trento. Per approfondimenti si veda Borzaga (2000, 2003).

dedicato all'analisi dei dati dell'indagine FIVOL-FEO 1998. Nel paragrafo 5 sono infine effettuati alcuni confronti tra diverse specificazioni del modello.

2. Le principali ipotesi sulle determinanti della job satisfaction

Come altri aspetti legati alla qualità del lavoro, la job satisfaction è una *percezione soggettiva non osservabile direttamente*, sviluppata dal lavoratore sulla base dell'esperienza lavorativa; di conseguenza, la sua rilevazione risulta piuttosto complessa (Freeman, 1978). Un'ipotesi, che sembra tra le più seguite nell'ambito degli studi socio-economici (DeVaney e Chen, 2003), considera la job satisfaction il risultato della ricerca individuale di un equilibrio tra fattori di input (istruzione, ore lavorate, tipo di occupazione, ecc.) e di output (retribuzione, carriera, autonomia, ecc.).

I differenti approcci teorici hanno attribuito nel tempo diversa importanza alle determinanti della job satisfaction. La scuola economica ha enfatizzato soprattutto il ruolo del salario, il cui effetto sulla soddisfazione si ritiene di tipo *relativo* piuttosto che *assoluto*: un lavoratore è tanto più soddisfatto quanto più il suo salario supera quello di riferimento che egli considera equo (*comparison income hypothesis*, Clark, 1997 e Nguyen e altri, 2003). In ambito sociologico vengono invece attribuiti ruoli importanti nella determinazione della soddisfazione per il lavoro sia alle caratteristiche individuali sia alle caratteristiche della posizione lavorativa, con particolare riguardo per la complessità del lavoro svolto (*individual and positional characteristics hypothesis*, Wharton e altri, 2000). Per quanto riguarda il primo tipo di caratteristiche, dalla letteratura emerge la maggior soddisfazione per il proprio lavoro di bianchi, donne e anziani; meno accordo c'è invece riguardo all'effetto positivo sulla job satisfaction del capitale umano (Jiang e altri, 1995). Per quanto attiene invece alle caratteristiche lavorative, maggiore soddisfazione dichiarano gli occupati in attività con elevati livelli di complessità e autonomia (Miller, 1980). In questo ambito sono considerate, con risultati non sempre univoci, anche le caratteristiche dell'organizzazione di appartenenza (*workplace characteristics hypothesis*, Brown e McIntosh, 1998).

Agli studi sociali va il merito di aver introdotto nell'analisi della job satisfaction i fattori psicologici associati alle *percezioni* dei lavoratori nei confronti dell'organizzazione di appartenenza. In effetti, l'ipotesi sociologica classica che gli individui possano risentire nei loro comportamenti e decisioni di "effetti di interazione" non mediati dal mercato (*interactions hypothesis*) si è sviluppata in economia solo nell'ultimo decennio soprattutto per merito degli studi di Manski: in passato, molti economisti hanno considerato questi effetti come fenomeni spuri spiegabili da processi operanti interamente a livello individuale (Manski, 1995, capitolo 7). Oggi, invece, anche in ambito economico è ampiamente accettata l'idea che gli individui appartenenti allo stesso gruppo sviluppino una *propensione* a comportarsi in modo simile (Brock e Darlauf, 2001). A questo riguardo, Manski distingue tre possibili *group effects*: *endogenous effects*, *contextual effects* e *correlated effects*. I primi due effetti esprimono il modo in cui gli individui sono influenzati dal "contesto sociale" (*social effects*); il terzo effetto rappresenta invece un fenomeno non sociale (Manski, 2000). Tali effetti si possono interpretare anche nell'ambito della job satisfaction. Ad esempio, considerato un lavoratore occupato in un'organizzazione e a parità di altre condizioni, si ha un *endogenous effect* se la sua soddisfazione dipende da quella dei colleghi di lavoro e un *contextual effect* se invece dipende dalla composizione per titolo di studio degli occupati

dell'organizzazione; si ha infine un *correlated effect* se la soddisfazione dei lavoratori nella stessa organizzazione è simile perché operano nello stesso tipo di organizzazione o perché presentano caratteristiche individuali analoghe.

Negli studi empirici, alle iniziali applicazioni che analizzavano fondamentalmente gli aspetti individualistici della job satisfaction, oggi si sono aggiunte quelle che considerano il ruolo svolto dalla qualità delle relazioni con i colleghi e l'organizzazione di appartenenza (ad esempio Souza-Poza e Souza-Poza, 2000), nonché l'importanza degli effetti di gruppo sulla soddisfazione per il lavoro (*social relational hypothesis*, Baron e Pfeffer, 1994). Alcuni studiosi ritengono che, per molti lavoratori operanti nel settore dei SPPU, gli effetti della *comparison income hypothesis* siano molto attenuati dagli effetti della *social relational hypothesis*, quest'ultima sostenuta da forti spinte motivazionali e morali (Frey, 1997, Handy e Katz, 1998), che favoriscono anche casi di donazione del lavoro (*labor donation hypothesis*, Mocan e Tekin, 2000).

Nelle ricerche sul comportamento organizzativo e sulla gestione delle risorse umane, lo studio delle relazioni di lavoro ha dato vita a diversi interessanti approfondimenti, che per semplicità si possono riassumere nella *organizational behavior hypothesis*. Greenberg (1990) sostiene che tra le determinanti della job satisfaction riveste particolare importanza l'*equità organizzativa*, distinta nelle due dimensioni *equità distributiva* ed *equità procedurale*: la prima si riferisce all'equilibrio tra ciò che il lavoratore dà e ciò che riceve dall'organizzazione, mentre la seconda riguarda la trasparenza delle regole che governano la relazione tra lavoratore e organizzazione. La *percezione soggettiva* di queste due equità contribuisce a determinare la job satisfaction, con riferimento rispettivamente ai risultati e al sistema.

3. Il modello multilivello utilizzato per l'analisi della *job satisfaction*

I modelli multilivello hanno avuto ampio impiego negli studi sociali, soprattutto quelli riguardanti l'efficacia dell'istruzione (Aitkin e Longford, 1986, Gori, 1992 e Montagni, 1999) e più in generale la valutazione dei servizi (Goldstein e Spiegelhalter, 1996). Sono poche invece le analisi che impiegano questi modelli per rappresentare gli effetti dell'ambiente organizzativo sulla job satisfaction dei lavoratori (Wharton e altri, 2000). I modelli multilivello sono utili perché permettono di esplicitare la struttura gerarchica dei dati e di scomporre la variabilità della soddisfazione per il lavoro tra componente riferita ai lavoratori (1° livello) e componente riferita alle organizzazioni (2° livello); inoltre, data la natura casuale di alcuni coefficienti, tali modelli ammettono la possibilità che gli effetti sulla job satisfaction non siano uguali per tutte le organizzazioni.

Considerati n lavoratori occupati in J organizzazioni e indicato con n_j il numero di lavoratori nell'organizzazione j ($\sum_j n_j = n$), il modello multilivello di job satisfaction adottato in questo studio presenta la seguente forma generale:

$$\begin{aligned}
 y_{ij} &= \beta_0 + \sum_{h=1}^p \beta_{hj} x_{hij} + \sum_{h=1}^p \beta_{\bar{h}j} \bar{x}_{\bar{h}j} + \sum_{k=1}^q \gamma_k z_{kj} + u_{0j} + e_{0ij} \\
 \beta_{hj} &= \beta_h + u_{hj} \quad \beta_{\bar{h}j} = \beta_{\bar{h}} + u_{\bar{h}j} \\
 u_j &= (u_{0j}, u_{1j}, \dots, u_{pj}, u_{\bar{1}j}, \dots, u_{\bar{p}j})' \sim N(0, \Omega) \quad e_{0ij} \sim N(0, \sigma_e^2) \\
 u_j \text{ e } e_{0ij} &\text{ incorrelati} \quad i = 1, 2, \dots, n_j \text{ e } j = 1, 2, \dots, J.
 \end{aligned} \tag{1}$$

La variabile y_{ij} rappresenta la soddisfazione del lavoratore i occupato nell'organizzazione j , x_{hij} la caratteristica individuale o lavorativa h , \bar{x}_{hj} la corrispondente media e z_{kj} la caratteristica k per l'organizzazione j . I *coefficienti fissi* β_h e $\beta_{\bar{h}}$ rappresentano gli effetti medi, mentre i *coefficienti casuali* σ_ϵ e in Ω sono associati agli effetti casuali rispettivamente di 1° e 2° livello. Le inclinazioni casuali β_{hj} e $\beta_{\bar{hj}}$ (*random slope*) permettono di verificare se gli effetti dei regressori sulla job satisfaction sono diversi tra organizzazioni¹⁴. La presenza di effetti organizzativi osservabili può essere valutata considerando la significatività dei coefficienti associati a \bar{x}_{hj} e z_{kj} ¹⁵, mentre la presenza di effetti organizzativi non osservabili può essere valutata tramite la significatività di u_{0j} . Si noti che quest'ultima componente può anche essere interpretata come lo scostamento per l'organizzazione j dalla job satisfaction media β_0 .

La grande flessibilità del modello (1) e il numero elevato di variabili rende indispensabile l'utilizzo di una procedura che permetta di individuare una specificazione parsimoniosa. Infatti, uno dei problemi più rilevanti di questi modelli è costituito dal numero elevato di parametri, introdotti al fine di tener conto di tutti i possibili effetti. La verifica della significatività delle stime dei coefficienti (fissi e casuali) associati ai regressori riveste quindi in questo ambito particolare importanza. Anche la presenza contemporanea nella (1) di x_{hij} e \bar{x}_{hj} è rilevante a fini interpretativi e di specificazione ed è oggetto da tempo di numerose discussioni in letteratura¹⁶. Secondo alcuni autori, quando nel modello è presente \bar{x}_{hj} , la variabile x_h dovrebbe comparire nella forma centrata $\underline{x}_{hij} = (x_{hij} - \bar{x}_{hj})$. In questo studio, il problema è stato affrontato utilizzando la strategia proposta da Van Landeghem e altri (2001), i quali mostrano che le diverse specificazioni (con o senza \underline{x}_{hij} e/o \bar{x}_{hj}) possono essere rappresentate riparametrizzando opportunamente il modello generale (GEN) nella (1). Si verifica infatti che GEN include 4 modelli ridotti: 2 modelli con regressori non centrati (*raw score* o RAS) con o senza medie di gruppo (RAS(M) e RAS(N)) e 2 modelli con regressori centrati (*centered within context* o CWC) con o senza medie di gruppo (CWC(M) e CWC(N)). Inoltre, essendo il modello RAS(N) un caso particolare di RAS(M) e CWC(N) un caso particolare CWC(M), la procedura di specificazione adottata si può così schematizzare:

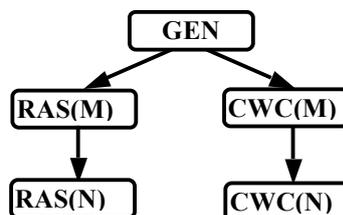


Figura 3.1: Schema generale della procedura di specificazione.

¹⁴ Tale eventualità equivale a verificare che le varianze di u_{hj} e $u_{\bar{hj}}$, ω_{hh} e $\omega_{\bar{h}\bar{h}}$, non siano nulle. Se si volesse interpretare la variabilità di u_{hj} e $u_{\bar{hj}}$ si potrebbero inserire dei regressori anche nell'equazione per β_{hj} e $\beta_{\bar{hj}}$. In questo studio tale possibilità, giudicata di secondario interesse, non è stata approfondita.

¹⁵ Seguendo Manski (1995) si dimostra che il modello (1) è espresso in forma ridotta e le medie di 2° livello non permettono di distinguere tra *endogenous* e *contextual effects* (Carpita, 2004). Le variabili di tipo z sono invece associate solamente ai *correlated effects*.

¹⁶ Per un approfondimento della problematica e i riferimenti bibliografici si veda Carpita (2004).

Seguendo tale schema, il problema dell’inserimento o meno delle medie di gruppo e delle variabili centrate è stato quindi affrontato con le usuali strategie dei test statistici, verificando l’esistenza di opportuni vincoli imposti sui parametri.

Per quanto riguarda le variabili utilizzate nel modello (1), in questo studio si distingue tra variabili osservabili e non osservabili, secondo quanto riportato nella tabella 3.1 con riferimento ai 2 livelli considerati¹⁷.

Variabili	1° livello (lavoratore)	2° livello (organizzazione)
<i>Osservabili</i>	<ul style="list-style-type: none"> • caratteristiche individuali • caratteristiche lavorative 	<ul style="list-style-type: none"> • caratteristiche organizzative
<i>Non osservabili</i>	<ul style="list-style-type: none"> • soddisfazione per il lavoro • atteggiamento verso il lavoro • motivazione della scelta di lavorare • atteggiamento verso gli utenti • percezione del trattamento economico 	<ul style="list-style-type: none"> • equità procedurale • equità distributiva

Tabella 3.1: Variabili osservabili e non osservabili del modello multilivello di *job satisfaction*.

Le variabili osservabili sono raggruppate in tre categorie, per tener conto del livello di rilevazione e della loro natura: individuali (ad esempio l’età) e lavorative (ad esempio la retribuzione) per il lavoratore, organizzative (ad esempio il tipo di servizio) per l’organizzazione. Queste variabili non presentano particolari problemi di definizione e rilevazione; è bene comunque tenere presente che, nell’ambito delle caratteristiche di 2° livello utili per segnalare la presenza di *correlated effects*, alcuni autori hanno utilizzato particolari indicatori di “eterogeneità demografica” (Wharton e altri, 2000)¹⁸.

Anche le variabili non osservabili di 1° livello elencate nella tabella 3.1 vengono usualmente rappresentate con degli indicatori, costruiti sulla base delle risposte fornite su scala ordinale ad un insieme di item riguardanti diversi aspetti del lavoro (Carpita, 2003); quelli di 2° livello sono invece rappresentati dalle medie per organizzazione dei corrispondenti indicatori di 1° livello (Carpita, 2004).

È importante rilevare che la presenza di indicatori soggettivi modifica sostanzialmente l’interpretazione delle componenti del modello e in particolare di u_{0j} (2° livello), direttamente collegata al contributo specifico attribuibile all’organizzazione. Quando gli indicatori sono esclusi dal modello e a parità di caratteristiche osservate, u_{0j} rappresenta gli effetti di tutte le caratteristiche non osservate dell’organizzazione sulla *job satisfaction* dei suoi lavoratori (diremo *effetti di tipo A*). Se invece sono presenti degli indicatori soggettivi di 1° livello (che principalmente riducono e_{0ij}), u_{0j} rappresenta gli effetti delle caratteristiche non osservate dell’organizzazione, al netto però degli atteggiamenti e dalle motivazioni dei suoi lavoratori che agiscono anche al 2° livello per la presenza di *correlated effects* (*effetto di tipo B*). Infine, se nel modello compaiono anche gli indicatori soggettivi di 2° livello, u_{0j} rappresenta gli effetti delle caratteristiche non osservate dell’organizzazione escluse dall’analisi (*effetti di tipo C*). Tenuto conto

¹⁷ Si tenga presente che i fattori di 1° livello possono entrare nel modello anche come fattori di 2° livello tramite \bar{x}_{nj} .

¹⁸ Tali indicatori sono stati utilizzati anche in questo studio. Data la mutabile con k modalità (ad esempio, $k = 2$ per sesso), come indice dell’eterogeneità di 2° livello si è usato quello di Gini normalizzato: $G_j = [k/(k - 1)](1 - \sum_r f_{rj}^2)$, $j = 1, 2, \dots, J$, con f_{rj} la frequenza relativa del gruppo r ($r = 1$ per maschi e $r = 2$ per femmine).

delle variabili disponibili per la presente analisi e sulla base delle ipotesi teoriche riassunte nel paragrafo 2, l'applicazione del modello multilivello di job satisfaction (1) dovrebbe evidenziare significativi effetti di tipo A, contenuti effetti di tipo B e trascurabili effetti di tipo C.

4. I risultati dell'analisi multilivello della job satisfaction

Il modello (1) è stato utilizzato per l'analisi dei dati dell'indagine FIVOL-FEO 1998, con l'obiettivo di valutare gli effetti delle diverse determinanti (osservabili e non osservabili) sulla job satisfaction dei lavoratori remunerati intervistati. Al fine di favorire un'adeguata valutazione degli effetti di 2° livello, si è deciso di escludere dall'analisi le organizzazioni con meno di 5 intervistati¹⁹.

Gli indicatori soggettivi costruiti con *Princals* per gli obiettivi del presente studio hanno riguardato i seguenti sei aspetti (per le definizioni degli item si veda l'**Appendice B**):

- *Atteggiamento* (9 item): atteggiamento verso il lavoro in generale
- *Motivazione* (10 item): motivi della scelta di lavorare per l'organizzazione
- *Ambiente* (6 item): caratteristiche dell'ambiente di lavoro
- *Trattamento* (7 item): trattamento economico rispetto al lavoro svolto
- *Utente* (5 item): atteggiamenti verso gli utenti dei servizi erogati
- *Soddisfazione* (14 item): soddisfazione per diversi aspetti del lavoro.

Trattamento permette una valutazione indiretta della discrepanza tra salario effettivo e atteso (Locke, 1976, Sloane e Williams, 1996 e Depedri, 2003). Le medie a livello di organizzazione degli indicatori associati ad *Ambiente* e *Trattamento* sono state impiegate per rappresentare l'equità rispettivamente procedurale e distributiva²⁰.

Per tutti gli indicatori si è ritenuto utile verificare preliminarmente l'esistenza dei due livelli nei dati. Nel caso di *Atteggiamento* e *Motivazione*, la presenza di tale struttura può segnalare l'esistenza di "effetti di selezione": certi lavoratori scelgono certe organizzazioni e/o viceversa. Nel caso di *Ambiente* e *Trattamento*, è possibile valutare l'intensità degli effetti non osservabili del contesto organizzativo sulla percezione di equità procedurale e distributiva dei lavoratori. Per questa prima verifica è stato usato il modello di analisi della varianza (*ANOVA random effects model*) ed è stato calcolato l'indice di *correlazione intra-classe* ρ , che in questo caso misura gli effetti associati alle organizzazioni; l'affidabilità delle medie di 2° livello è stata invece valutata con l'indice λ (Heck e Thomas, 2000, capitolo 4). La tabella 4.1 riporta i risultati ottenuti stimando i parametri di questo modello base con il metodo RIGLS²¹.

¹⁹ Dopo alcune verifiche si è ritenuto che un minimo di 5 lavoratori per organizzazione rappresenti un buon compromesso tra due necessità: mantenere la rappresentatività del campione originario e avere per ogni organizzazione una sufficiente variabilità delle risposte (Goldstein e Thomas, 1996 e Wharton e altri, 2000). Con questa scelta, il numero medio di lavoratori per organizzazione è 11,3 con deviazione standard 6,2, mentre il numero massimo è 42. La differente numerosità dei gruppi è attribuibile sia alla diversa natura delle organizzazioni sia al fatto che il campione oggetto di indagine non era stato predisposto per lo studio con modelli a struttura gerarchica. In questo studio si considerano quindi 1.835 lavoratori (89% del campione) e 162 organizzazioni (71% del campione).

²⁰ Questi due indicatori sono associati ai *correlated effects*. La tecnica che consiste nel costruire indicatori di 2° livello con dati di 1° livello è spesso utilizzata nelle analisi con dati gerarchici (Snijders e Bosker, 1999, pagina 11).

²¹ Tutte le elaborazioni presentate sono state effettuate con MLwiN, versione 1.10 (Rasbash e altri, 2001).

Variabili Indici	Atteggiamento	Motivazione	Ambiente	Trattamento	Utente	Soddisfazione
ρ	0,126	0,177	0,349	0,243	0,192	0,218
λ	0,586	0,675	0,834	0,754	0,696	0,727
Devianza	4879,936	4879,936	6057,183	6219,718	5483,689	5089,751
Test D	109,795	181,354	424,194	240,369	198,559	193,139

Tabella 4.1: Indici del modello base per la verifica dell'esistenza di struttura a 2 livelli.

Come segnalato dal “Test D” basato sulla “Devianza”²², questo modello evidenzia chiaramente la presenza di effetti attribuibili alle organizzazioni: il livello di significatività risulta per tutti gli indicatori considerati inferiore a 0,001. Come accade di solito, la componente di 2° livello rappresenta la quota minore della varianza totale: la correlazione intra-classe è compresa tra un minimo del 12,6% per *Atteggiamento* e un massimo del 34,9% per *Ambiente*. Quest'ultimo valore, così elevato, offre un forte sostegno statistico all'ipotesi che l'indicatore *Ambiente* sia una *proxy* adeguata dell'equità procedurale; un'analoga considerazione per l'indicatore *Trattamento* può essere fatta rispetto all'equità distributiva ($\rho\%=24,3\%$). In ogni caso, il grado di affidabilità delle medie campionarie di 2° livello è soddisfacente: l'indice λ assume valori da 58,6% per *Atteggiamento* a 83,4% per *Ambiente*.

Si è quindi adottata una strategia che permettesse di ottenere, sulla base delle ipotesi del paragrafo 2, un'adeguata specificazione del modello generale (1) per la variabile dipendente rappresentata dall'indicatore *Soddisfazione*. La strategia scelta consiste nell'inserimento di diverse variabili esplicative, raccolte in gruppi sulla base dello schema di riferimento riportato nella precedente tabella 3.1²³.

In una prima fase sono state inserite le variabili riferite alle caratteristiche individuali (*età, sesso, stato civile, titolo di studio e titolo specifico*), alle caratteristiche lavorative (*anzianità passata e attuale, disoccupato, contratto sindacale, part time, socio, rapporti con volontari, relazioni con utenti, tempo dedicato agli utenti e ai colleghi, straordinari non pagati, ore di lavoro e retribuzione oraria contrattuali*) e alle caratteristiche delle organizzazioni (*area geografica, tipo di organizzazione, adesione a organi di coordinamento, rappresentanza dei lavoratori, tipo di servizio, fase di sviluppo e grado di autonomia, democraticità, cooperazione, dinamicità*).

In ossequio al principio della parsimonia, si è proceduto verificando per ogni gruppo di regressori (*i*) la significatività dei singoli effetti fissi, (*ii*) la significatività dei singoli effetti casuali e (*iii*) la specificazione migliore tra quelle con o senza regressori centrati e con o senza medie di gruppo (figura 3.1)²⁴. Il modello finale, con le sole variabili esplicative osservate che presentano stime dei coefficienti significativamente diverse da zero, è stato quindi sottoposto ad analisi di stabilità tramite la tecnica *bootstrap*²⁵: la

²² La “Devianza” associata ad un modello è data dal prodotto $-2 \cdot (\text{logaritmo naturale della verosimiglianza})$. La statistica del “Test D” è la differenza tra la devianza del modello *con* effetti di 2° livello u_{0j} (modello non vincolato) e quella del modello *senza* tali effetti (modello vincolato). Sotto l'ipotesi $H_0: \omega_\infty = 0$, tale statistica ha distribuzione asintotica di tipo Chi-Quadrato con 1 grado di libertà (Goldstein, 1995, pag. 35).

²³ L'elenco completo delle variabili utilizzate con le relative statistiche descrittive è riportato nell'appendice B.

²⁴ Per i dettagli dei risultati ottenuti in ogni fase della procedura di specificazione si veda Carpita (2004).

²⁵ Il metodo permette di ottenere statistiche robuste, ovvero valide anche quando non è soddisfatta l'ipotesi di Normalità. Le procedure *bootstrap* per i modelli multilivello sono più complesse delle usuali. La tecnica qui impiegata è *semi-parametrica*, basata sul ricampionamento dei residui di 1° e 2° livello stimati (Rasbash e altri, 2001, capitolo 17). Come suggerito da Goldstein (1995), per tutti i modelli presentati è stata condotta anche un'approfondita analisi dei residui, che non ha evidenziato particolari problemi (si veda Carpita, 2004).

figura 4.1 presenta le mediane delle stime dei coefficienti fissi (1° e 2° livello) e casuali (solo 2° livello²⁶), con gli intervalli di confidenza al livello di significatività del 90%.

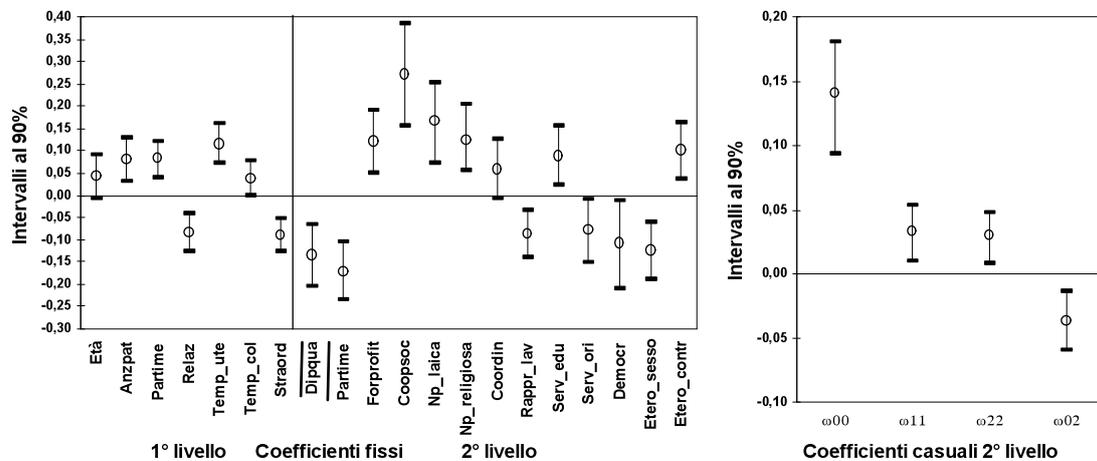


Figura 4.1: Intervalli di confidenza bootstrap al livello del 90% (1.000 replicazioni) per i coefficienti del modello multilivello finale con caratteristiche osservate

Il grafico a sinistra mostra gli intervalli per i coefficienti fissi: praticamente tutte le stime risultano significativamente diverse da zero²⁷; si rilevano inoltre i maggiori effetti sulla job satisfaction dei regressori a livello di organizzazione (soprattutto il *tipo*) rispetto a quelli a livello di lavoratore. Anche le stime dei coefficienti casuali di 2° livello risultano significative, specialmente per la varianza ω_{00} : la soddisfazione media varia per l'effetto delle caratteristiche organizzative (*correlated effects*) non osservabili. Questo modello non considera però la “qualità” degli occupati, e in particolare gli atteggiamenti e le motivazioni verso il lavoro. Potrebbero ad esempio esistere meccanismi di “selezione avversa”, se in alcune organizzazioni trovano occupazione prevalentemente lavoratori con atteggiamenti negativi e/o scarse spinte motivazionali. Per tener conto di questi aspetti psicologici, nel modello precedente sono stati introdotti come regressori i tre indicatori soggettivi *Atteggiamento*, *Motivazione* e *Utente*.

L'inserimento di queste variabili aumenta significativamente la capacità esplicativa del modello individuato in precedenza (Test D = 268,436, valore- $p < 0,001$); le stime dei tre coefficienti sono tutte significative e positive. Anche in questo caso è stata valutata la presenza di effetti casuali ed è stata condotta l'analisi di specificazione.

La figura 4.2 presenta l'analisi *bootstrap* delle stime dei coefficienti fissi e casuali²⁸.

²⁶ A causa del diverso ordine di grandezza rispetto agli altri coefficienti casuali, l'intervallo *bootstrap* per σ_0^2 non è rappresentato. Per la stima di questo coefficiente si è ottenuta la mediana 0,722 e l'intervallo [0,667 ; 0,766].

²⁷ Solo gli intervalli di *età* e *coordin* comprendono, marginalmente, il valore nullo.

²⁸ A causa del diverso ordine di grandezza, i risultati della stima di σ_0^2 non sono rappresentati: la mediana è pari a 0,600 e l'intervallo risulta [0,561 ; 0,636].

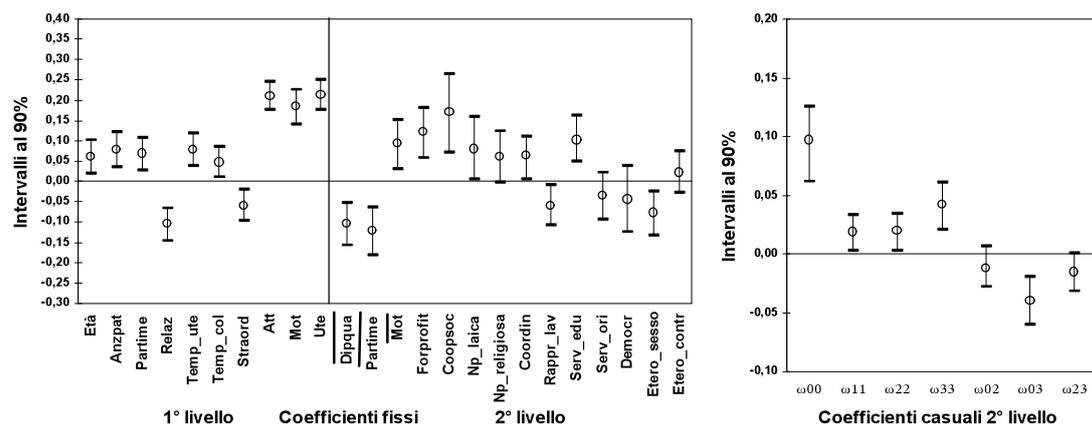


Figura 4.2: Intervalli di confidenza bootstrap al livello del 90% (1.000 replicazioni) per i coefficienti del modello multilivello finale con alcuni indicatori soggettivi.

Come il modello precedente, anche questo evidenzia il ruolo svolto nella determinazione della job satisfaction dai *group effects* (rappresentati dalle medie di 2° livello \bar{x}_j) e *correlated effects* (rappresentati dai regressori di 2° livello z). Appare nel contempo evidente l'importanza delle percezioni soggettive del lavoratore sulla sua soddisfazione. Tali percezioni sembrano agire anche a livello di organizzazione, data la presenza della media dell'indicatore *Motivazione*. Si rileva che la presenza dei tre indicatori riduce sensibilmente gli effetti di alcuni regressori di 2° livello: le stime dei coefficienti associati a *servizi di orientamento* (*serv_ori*), *democraticità* (*democ*) e all'indicatore di *eterogeneità del tipo di contratto* (*Etero_contr*) non sono più significativamente diverse da zero; inoltre, si riducono gli effetti sulla job satisfaction attribuibili al *tipo di organizzazione*. Questi risultati sono coerenti con l'ipotesi che atteggiamenti e motivazioni dei lavoratori siano almeno in parte associati al tipo di organizzazione in cui sono occupati. La stima della varianza di u_{0j} (ω_{00}) si riduce rispetto a quella del modello precedente da 0,139 a 0,097: parte della variabilità della job satisfaction a livello di organizzazione dipende dalle motivazioni dei suoi lavoratori. Nel modello sono stati infine inseriti l'indicatore *Trattamento* (per rappresentare la percezione del trattamento economico), la sua media di 2° livello (per rappresentare l'equità distributiva) e quella di *Ambiente* (per rappresentare l'equità procedurale). Per evitare problemi di collinearità tra i due regressori associati a *Trattamento*, il regressore di 1° livello è stato inserito nella forma centrata $\underline{tra}_{ij} = (tra_{ij} - \overline{tra}_j)$, e risulta quindi incorrelato con \overline{tra}_j ²⁹. Dopo aver verificato che per \underline{tra}_{ij} non è necessario il coefficiente casuale, si è ottenuto il modello finale riportato nella figura 4.3³⁰.

²⁹ Si noti che la trasformazione adottata per *tra* non modifica le stime dei coefficienti associati agli altri regressori.

³⁰ Per favorire i confronti si presentano i *coefficienti beta*. Sotto ogni stima è indicato il valore assoluto della statistica *t* di Student. Infine, *R* indica l'indice di correlazione lineare tra valori osservati e previsti.

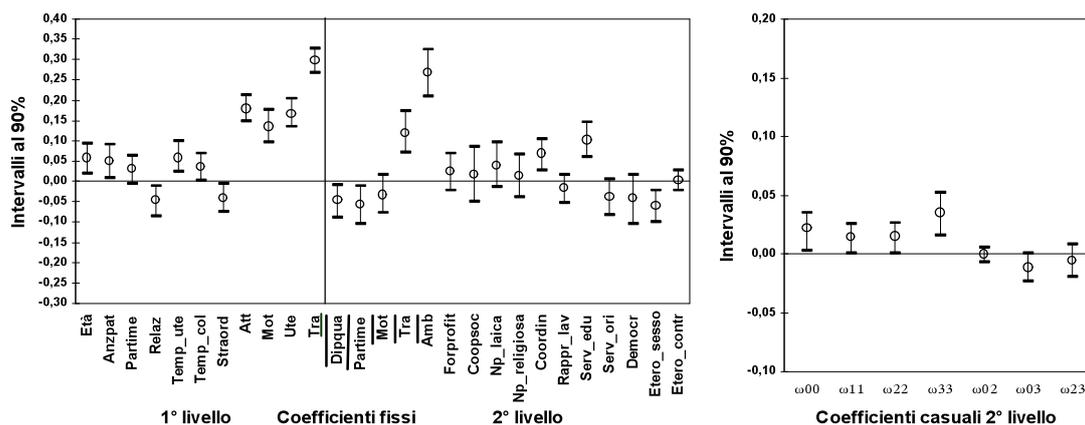


Figura 4.4: Intervalli di confidenza bootstrap al livello del 90% (1.000 replicazioni) per i coefficienti del modello multilivello finale con tutti gli indicatori.

Le stime dei coefficienti casuali di 2° livello sono poco significative; in particolare, la stima di ω_{00} risulta notevolmente ridotta rispetto alla corrispondente stima del modello precedente (da 0,097 a 0,022): questo risultato sembra indicare che gran parte della variabilità della job satisfaction a livello di organizzazione dipende soprattutto dal livello di equità percepito dai suoi lavoratori.

5. Un'analisi comparata delle diverse specificazioni multilivello

Con i modelli individuati dall'analisi precedente si sono svolti alcuni approfondimenti. Tali modelli, che differiscono per i regressori considerati, sono i seguenti:

- M0: modello base senza variabili esplicative (ANOVA *random effects model*)
- M1: modello con le caratteristiche osservate
- M2: modello con le caratteristiche osservate e alcuni indicatori soggettivi
- M3: modello con le caratteristiche osservate e tutti gli indicatori.

Poiché ognuno di questi modelli è contenuto nel precedente (sono cioè *nested*), è sembrato interessante verificare prima di tutto il contributo offerto dei diversi gruppi di regressori alla spiegazione della variabilità della variabile dipendente: la tabella 5.1 riporta la scomposizione della varianza della job satisfaction ottenuta con i 4 modelli considerati con riferimento alla componente spiegata e a quelle di 1° e 2° livello³³.

Varianza	Modelli	M0	M1	M2	M3
Spiegata		---	7,7	22,4	39,8
Residua di 2° livello		22,0	20,1	17,7	8,5
Residua di 1° livello		78,0	72,2	59,9	51,7
Totale		100,0	100,0	100,0	100,0

Tabella 5.1: Scomposizione % della varianza della job satisfaction con i 4 modelli multilivello.

³³ La varianza residua di 2° livello assume per i modelli M1-M3 una complessa forma eteroschedastica, dipendente dai regressori che presentano effetti casuali. In questo caso la sua forma generale è la seguente:

$V_{ij} = Var(u_{0j} + u_{1j}et\grave{a}_{ij} + u_{2j}anzpat_{ij} + u_{3j}mot_{ij}) = \omega_{00} + \omega_{11}et\grave{a}_{ij}^2 + \omega_{22}anzpat_{ij}^2 + 2\omega_{02}anzpat_{ij} + \omega_{33}mot_{ij}^2 + 2\omega_{03}mot_{ij} + 2\omega_{23}anzpat_{ij} \cdot mot_{ij}$.
La varianza residua di 2° livello è stata stimata calcolando la media di V_{ij} con le stime dei parametri ω_{ij} .

La situazione di partenza è rappresentata dal modello M_0 : in assenza di qualsiasi tipo di variabile esplicativa, la varianza della job satisfaction è la somma delle varianze di 2° livello (22%) e di 1° livello (78%). Il ruolo delle caratteristiche osservate (modello M_1) risulta piuttosto contenuto (circa l'8% della varianza totale) e rimane quindi una quota significativa di varianza residua di 2° livello (20%) e di 1° livello (72%). Nel caso in cui si includano anche alcuni indicatori di tipo soggettivo (modello M_2), la varianza spiegata supera di poco il 22%, la varianza residua di 2° livello si riduce al 18% e quella di 1° livello al 60%. Infine, quando sono presenti anche gli indicatori *Trattamento* e *Ambiente* (modello M_3), la quota di varianza spiegata raggiunge il 40% e si riduce soprattutto quella di 2° livello (8,5%). Si rileva quindi la presenza di significativi *group effects* sulla job satisfaction: tali effetti sono solo in minima parte rappresentabili con gli usuali regressori, ma risultano maggiormente correlati alle percezioni dei lavoratori.

Come secondo confronto tra i 4 modelli si è costruita la graduatoria delle organizzazioni rispetto alle stime degli effetti sulla job satisfaction, rappresentati da u_{0j} : per i lavoratori dell'organizzazione j e a parità di condizioni rappresentate dai regressori presenti nel modello, un valore negativo (positivo) di u_{0j} rappresenta una job satisfaction inferiore (superiore) rispetto al livello medio. Come detto alla fine del paragrafo 3, il significato da attribuire a tale componente è diverso a seconda del modello considerato: per M_0 essa rappresenta gli effetti totali dell'organizzazione j sui suoi lavoratori, per M_1 gli effetti di tipo A, per M_2 gli effetti di tipo B e per M_3 gli effetti di tipo C. La figura 5.1 presenta gli intervalli di confidenza al livello del 95% dalle stime di u_{0j} ottenuti con i 4 modelli per le prime 40 e le ultime 40 organizzazioni³⁴.

E' evidente che, partendo da una situazione in cui gli effetti sulla job satisfaction associati alle organizzazioni sono in gran parte significativamente diversi da zero, questi si riducono fino praticamente a scomparire nel modello M_3 . Infatti, il numero di organizzazioni con effetti significativi per M_0 è 58 (28 nel 1° gruppo e 30 nel 2° gruppo), per M_1 si riduce a 38 (19 e 19), per M_2 a 31 (13 e 18) e per M_3 solo 4 (3 e 1).

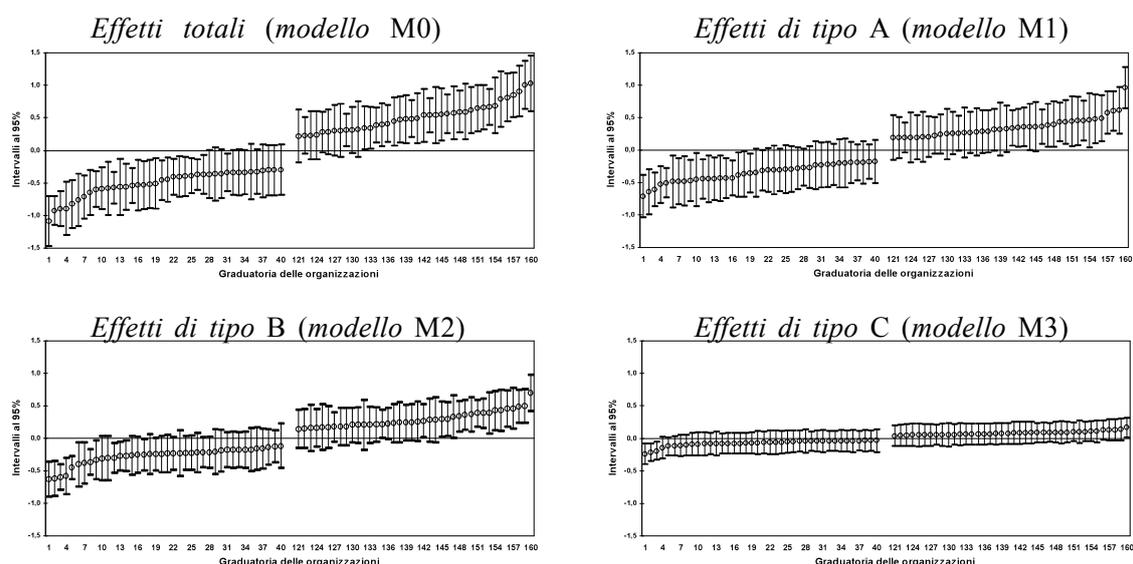


Figura 5.1: Intervalli di confidenza al 95% degli effetti u_{0j} per i 4 modelli multilivello.

³⁴ Per favorire la rappresentazione si sono scelti solo gli effetti agli estremi della graduatoria, riferiti alla metà delle organizzazioni (gli effetti intermedi esclusi non sono significativi). Gli intervalli di confidenza rappresentati permettono il confronto a coppie tra organizzazioni al livello di significatività prescelto (Goldstein, 1995, pag. 36).

Il 36% delle organizzazioni evidenzia quindi effetti significativi sulla job satisfaction. Considerate le differenze dovute alle caratteristiche osservate (effetti di tipo A), tale percentuale si riduce al 24%. Al netto di atteggiamenti e motivazioni dei lavoratori (effetti di tipo B) la percentuale è del 19%, mentre considerando anche le percezioni di trattamento economico ed equità (effetti di tipo C) la percentuale è solo del 2,5%. Sono state infine analizzate le principali caratteristiche delle organizzazioni che compongono i due gruppi: le maggiori differenze si riscontrano rispetto alla composizione per tipo di organizzazione, come si rileva dalla tabella 5.2.

Tipo	Organizzazioni		Organizzazioni		Organizzazioni		Organizzazioni	
	1° Gruppo	2° Gruppo						
Pubblica	47,5	20,0	27,5	30,0	25,0	27,5	22,5	32,5
For profit	5,0	10,0	7,5	12,5	12,5	5,0	12,5	2,5
Coop. Sociale	20,0	32,5	30,0	25,0	32,5	32,5	30,0	32,5
Non pr. Laica	20,0	10,0	20,0	17,5	15,0	22,5	20,0	17,5
Non pr. Religiosa	7,5	27,5	15,0	15,0	15,0	12,5	15,0	15,0
<i>Totale</i>	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Modello M0

Modello M1

Modello M2

Modello M3

Tabella 5.2: Composizione per tipo dei 2 gruppi di organizzazioni.

Si osserva che, senza variabili esplicative (modello M0), il 1° gruppo di organizzazioni (con lavoratori meno soddisfatti della media) è composto per il 47,5% da quelle pubbliche, per il 20% dalle cooperative sociali e per il 7,5% da non profit religiose; per il 2° gruppo di organizzazioni (con lavoratori più soddisfatti della media) tali percentuali sono invece molto diverse: rispettivamente 20%, 32,5% e 27,5%. Se però si introducono le caratteristiche osservate (modello M1), la situazione non è più così sbilanciata. Le percentuali per i 2 gruppi sono: organizzazioni pubbliche 27,5-30%, cooperative sociali 30-25% e non profit religiose 15%. Con anche alcuni indicatori soggettivi (modello M2) le differenze tra i 2 gruppi si riducono ulteriormente. Se si introducono infine anche le percezioni di trattamento economico ed equità (modello M3), le organizzazioni pubbliche sono il 22,5% nel 1° gruppo e il 32,5% nel 2° gruppo.

Bibliografia

Patient satisfaction

- Andrich D. (1978) A rating formulation for ordered response categories, *Psychometrika*, 43, 561-573.
- Babakus E., Mangold G. (1992) *Adapting the Servqual Scale to Hospital services: An Empirical Investigation*, Health Services Research.
- Beh E. J. (1997) Simple Correspondence analysis of ordinal cross-classifications using orthogonal polynomials, *Biometrical Journal*, 39,(5), 589-613.
- Cagnone S., Lubisco A., Mignani S. (2001) *Modelli a variabili latenti per l'analisi della Customer Satisfaction degli utenti dei servizi di trasporto pubblico*,
- Chessel D., Carrel G. (1997) *Avant-après, amont-aval: les couples de tableaux totalement appariés*, ADE-4 / Fiche thématique 4.6.
- Chessel D., Mercier P. (1993) *Couplage de Triplets Statistiques et Liaisons Espèces-Environnement*. In J.D. Lebreton & B. Asselain (eds.), *Biométrie et Environnement*.
- Chin W., Newsted (1999) *Statistical Strategies for Small Sample Research*, (Eds.) Rick Hoyle Sage Publication, 307-341.
- Corbetta P. (1992) *Metodi di analisi multivariata per le scienze sociali*. Bologna, Il Mulino.
- D'Ambra L., Lombardo R. (2003) Il contributo dell'Analisi delle Corrispondenze con variabili ordinali nella valutazione dei servizi sanitari, Workshop "La valutazione in ambito sanitario e sociale: approcci statistici ed applicazioni". Università di Udine.
- D'Ambra L., Lombardo R., Amenta P. (2000) Multivariate Qualitative Regression by PLS in presence of ordinal variables, *Journal of the Italian Statistical Society*.
- D'Ambra L., Lombardo R., Amenta P. (2002) Singly Ordered Non Symmetric Correspondence Analysis, *Relazione Invitata al convegno della SIS 2002*, Milano.
- D'Ambra L., Lombardo R., Amenta P., (2002) Non-symmetric Correspondence Analysis for Ordered Two-way Contingency Table, in: *Atti XLI Riunione Scientifica della Società Italiana di Statistica*, Milano.
- D'Ambra L., Amenta P., Gallo M. (2003) Riflessioni sulla Valutazione dei Servizi di Day Surgery nel contesto dell'Analisi Multidimensionale dei dati, *Vita & Pensieri*.
- Edgington E. S. (1987) *Randomization Tests*. Marcel Dekker, New York.
- Emerson, P.L. (1968) Numerical Construction of Orthogonal Polynomials from general Recurrence Formula, *Biometrics*, 24, 696-701.
- Franceschini F. (2001) Dai prodotti ai servizi. Le nuove frontiere per la misura della qualità, *Utet Libreria*.
- Gallo M. (2003a) Partial Least Squares for Compositional Data: an approach based on the splines. *Italian Journal of Applied Statistics*, 3, 2003.
- Gallo M. (2003b) An alternative approach based on the B-Spline Transformation for the quantification of Customer Satisfaction Data. *In press*.
- Gallo M., Lombardo R. (2001) NL-PCA with external information in the study of Customer Satisfaction, in: *Atti convegno intermedio della SIS*.
- Gifi A. (1990) *Nonlinear Multivariate Analysis*, Wiley, Chicester.
- Gori E., Vittadini G. (1999) La valutazione dell'efficienza ed efficacia dei servizi alla pubblica utilità. Impostazione e metodi, in: *Qualità e valutazione nei servizi di pubblica utilità*, Etas, Milano 1999, pp. 142-154.
- Green P. E., Tull D. S. (1988) *Research for Marketing Decisions*, Prentice Hall, New York.

- Greenacre M. (1984) *Correspondence Analysis*, Wiley series.
- Hauser J.(1991) Comparison of Importance Measurement Methodologies and their relationship to consumer satisfaction, Cambridge MA: Sloan School of Management, MIT.
- Hosmer D.W., Lemeshow S. (2000) Applied Logistic Regression, Wiley (eds).
- Joreskog K.G. (1970), A general method for analysis of covariance structure, *Biometrika* vol.52.
- Kettenring J.R. (1971) Canonical analysis of several sets of variables, *Biometrika*, 58.
- Kruskal J. B. (1965) Analysis of Factorial Experiments by Estimating Monotone Transformations of the data, *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 27.
- Lovaglio P. (2002) La stima di variabili latenti da variabili osservate miste, *Statistica* in press
- Oliver R. L. (1993) A conceptual model of service quality and service satisfaction: compatible goals, different concepts, in: *Advances in Service Marketing and Management: Research and Practice*, 2, JAI Press.
- Parasuraman A., Zeithaml V. A., Berry L. L. (1985) A conceptual Model of Service Quality and its Implications for future research, *Journal of Marketing*, 49.
- Wright B. D., Linacre J. M. (1989) Observations are Always Ordinal: Measures, However, Must be Interval, *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 70.
- Wright B. D., Masters G. N. (1982) Rating Scale Analysis, *Rasch Measurement. MESA*.
- Sarnacchiaro P., Amenta P. (2001) L'ACIMO-PLS e i Modelli Strutturali per la valutazione multi-modulo nelle Customer Satisfaction: un approccio integrato, Roma.
- Takane Y., Shibayama T. (1991) Principal Component Analysis with External Information on both Subjects and Variables, *Psychometrika*, 56, 97-120.
- Torre F., Chessel D. (1995) Co-Structure de deux Tableaux Totalement Appariés, *Revue de Statistique Appliquée*, XLIII (1), 109-121.
- Tucker L. R. (1958) An inter-battery method of factor analysis. *Psychometrika*, 23.
- Vittadini G. (2004) Metodi di valutazione statistici di strutture sanitarie, *Statistica & Società*, anno II, 2.
- Wold H. (1966) Estimation of Principal Components and Related Models by Iterative Least Squares, in: *Multivariate Analysis*, ed. Krishnaiah. New York: Academic Press.
- Wold H. (1982) Soft Modelling: the basic design and some extensions, in: *Systems under indirect observation: Causality, structure, prediction*, North Holland, Amsterdam, 2, 1-54.
- Zanella A. (1999) A Stochastic model for the analysis of customer satisfaction: some theoretical aspects, *Statistica*, LIX.
- Zanella A. (1999) Introduzione alla Misurazione della Customer Satisfaction, in: *Valutazione della qualità e Customer Satisfaction: il ruolo della statistica. - Aspetti oggettivi e soggettivi della Qualità*, Giornata di studio promossa dall'AICQ, Bologna, 217-231.

Job Satisfaction

- Aitkin M., Longford N. (1986), Statistical modelling issues in school effectiveness studies, *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, 1, 1-43.
- Baron J.N., Pfeffer J. (1994), The social psychology of organizations and inequality, *Social Psychology Quarterly*, 57, 190-209.

- Borzaga C., a cura di (2000), *Capitale umano e qualità del lavoro nei servizi sociali*, FIVOL, Roma.
- Borzaga C., Musella M., a cura di (2003), *Produttività ed efficienza nelle organizzazioni nonprofit - il ruolo dei lavoratori e delle relazioni di lavoro*, Edizioni31, Trento.
- Brock W.A., Durlauf S.N. (2001), Interactions-based models, in Heckman J. e Leamer E. (editors), *Handbook of Econometrics*, vol. 5, North-Holland, Amsterdam.
- Brown D., McIntosh S. (1998), If you're happy and you know it...job satisfaction in the low wage service sector, *Centre for Econ. Performance*, Discussion Paper 405, LSE, London.
- Carpita M. (2004), Metodi e modelli per l'analisi della job satisfaction: un'applicazione ai dati dell'indagine FIVOL-FEO 1998, *Rapporti di Ricerca del Dipartimento Metodi Quantitativi, Università di Brescia*, n. 232.
- Carpita M. (2003), Metodi per la costruzione di indicatori della qualità del lavoro: un'applicazione al settore dei servizi sociali, *Statistica & Applicazioni*, vol. I, n. 2.
- Clark A.E. (1997), Job satisfaction and gender: why are women so happy at work?, *Labour Economics*, 4, 341-372.
- de Leeuw J., van Rijkevorsel J. (1980) *Homals and Princals*, in: E. Diday et al. (eds), *Data Analysis and Informatics*.
- Freeman R.B. (1978), Job satisfaction as an economic variable, *American Economic Review*, 68, 2, 135-141.
- Frey B.S. (1997), *Not just for money. An economic theory of personal motivation*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Gifi A. (1990), *Nonlinear Multivariate Analysis*, Wiley, Chicester.
- Goldstein H. (1995), *Multilevel statistical models*, Second edition, Edward Arnold, London.
- Goldstein H., Spiegelhalter D.J. (1996), League tables and their limitations: statistical issues in comparisons of institutional performance, *J. of the Royal Stat. Society, A*, 159, 385-443.
- Goldstein H., Thomas S. (1996), Using examination results as indicators of school and college performance, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 159, 149-163.
- Greenberg J. (1990), Organizational justice: yesterday, today and tomorrow, *Journal of Management*, 16, 2, 399-432.
- Handy F., Katz E. (1998), The wage differential between nonprofit institutions and corporations: getting more by paying less?, *J. of Comparative Economics*, 26, 246-261.
- Heck R.H., Thomas S.L. (2000), *An introduction to multilevel modeling techniques*, Lawrence Erlbaum Associates, London.
- Jiang S., Hall R.H., Loscocco K.L., Allen J. (1995), Job satisfaction theories and job satisfaction, *Research in sociology of work*, 5, 161-178.
- Locke E.A. (1976), The nature and causes of job satisfaction, in Dunnette M.D. (ed.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Rand McNally College Publ. Co., Chicago.
- Manski C.F. (1995), *Identification problems in the social sciences*, Harvard University Press, Cambridge.
- Manski C.F. (2000), Economic analysis of social interactions, *Journal of Economic Perspectives*, 14, 115-136.

- Miller J. (1980) Individual and occupational determinants of job satisfaction, *Work and occupations*, 7, 337-366.
- Mocan H.N., Tekin E. (2000), Nonprofit sector and part-time work: an analysis of employer-employee matched data of child care workers, NBER Working Paper, 7977, Cambridge.
- Montagni M. (1999), I modelli multilivello e la valutazione dell'efficacia: esempi applicativi nell'ambito dell'istruzione, in Gori e Vittadini (1999), Etas, Milano.
- Nguyen A.N., Taylor J., Bradley S. (2003), Relative pay and job satisfaction: some new evidence, LUMS Working Papers 045, Lancaster.
- Rasbash J., Browne W., Goldstein H., Yang M., Plewis I., Healy M., Woodhouse G., Draper D., Langford I., Lewis T. (2001), *A user's guide to MLwiN*, Centre for Multilevel Modelling, Institute of Education, London.
- Schneider B., Bowen D.E. (1995), *Winning the service game*, Harvard Business School Press, Boston.
- Sloane P.J., Williams H. (1996), Are "overpaid" workers really unhappy? A test of the theory of cognitive dissonance, *Labour*, 10, 3-15.
- Snijders T.A.B., Bosker R.J. (1999), *Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling*, Sage Publications, London.
- Souza-Poza A., Souza-Poza A.A. (2000), well-being at work: a cross-national analysis of the levels and determinants of job satisfaction, *The Journal of Socio-Economics*, dec., 517-538.
- Van de Geer J.P. (1993), *Multivariate analysis of categorical data: theory and applications*, Sage Publications Inc., Newbury Park.
- Van Landeghem G., Onghena P., Van Damme J. (2001), The effect of different forms of centering in hierarchical linear models re-examined, *Technical Report*, 2001-04, University Centre for Statistics, Leuven.
- Wharton A.S., Rotolo T., Bird S.R. (2000), Social context at work: a multilevel analysis of job satisfaction, *Sociological Forum*, 15, 1, 65-90.

Appendice A

Dipartimento	Giudizio Complessivo Ospedali				
	Molto Insod.	Insodd.	Non del tutto Soddisf.	Soddisf.	Molto Soddisf.
<i>Auxo-Endocrinologia</i>	0,00%	1,90%	9,45%	28,92%	59,74%
<i>Chirurgia Generale</i>	2,43%	2,43%	3,68%	17,07%	74,39%
<i>Oculistica</i>	3,78%	3,78%	0,00%	22,12%	70,32%
<i>Odontoiatria</i>	0,00%	0,00%	11,59%	34,58%	53,83%
<i>Oncoematologia</i>	3,55%	10,58%	24,70%	24,70%	36,48%
<i>Scienze Chirurgiche</i>	3,04%	2,30%	16,03%	38,92%	39,70%
Totale complessivo	1,96%	3,52%	12,33%	28,77%	53,42%

Genere	Giudizio Complessivo Ospedali				
	Molto Insod.	Insodd.	Non del tutto Soddisf.	Soddisf.	Molto Soddisf.
<i>Femmine</i>	2,40%	3,42%	13,70%	34,25%	46,23%
<i>Maschi</i>	1,37%	3,65%	10,50%	21,46%	63,01%
Totale complessivo	1,96%	3,52%	12,33%	28,77%	53,42%

Professioni	Giudizio Complessivo Ospedali				
	Molto Insod.	Insodd.	Non del tutto Soddisf.	Soddisf.	Molto Soddisf.
<i>Dipendenti Pubblici</i>	0,55%	2,71%	12,98%	29,18%	54,58%
<i>Operai</i>	3,38%	0,00%	8,48%	37,32%	50,82%
<i>Liberi Professionisti</i>	2,13%	2,13%	14,57%	27,02%	54,15%
<i>Inoccupati</i>	7,25%	35,51%	14,49%	7,25%	35,51%
<i>Pensionati</i>	0,00%	0,00%	0,00%	16,71%	83,29%
<i>Casalinghe</i>	3,32%	2,00%	14,58%	30,45%	49,66%
<i>Commercianti</i>	0,00%	11,06%	8,37%	22,27%	58,30%
Totale complessivo	1,97%	3,53%	12,34%	28,76%	53,40%

Residenza	Giudizio Complessivo Ospedali				
	Molto Insod.	Insodd.	Non del tutto Soddisf.	Soddisf.	Molto Soddisf.
<i>Avellino</i>	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
<i>Caserta</i>	0,00%	0,00%	6,14%	18,42%	75,44%
<i>Napoli</i>	2,55%	4,33%	14,25%	31,80%	47,07%
<i>Salerno</i>	0,00%	33,33%	0,00%	33,33%	33,33%
Totale complessivo	1,96%	3,52%	12,33%	28,77%	53,42%

Età	Giudizio Complessivo Ospedali				
	Molto Insod.	Insodd.	Non del tutto Soddisf.	Soddisf.	Molto Soddisf.
<i>18-30</i>	1,54%	4,66%	17,18%	25,03%	51,59%
<i>31-40</i>	3,71%	4,31%	16,04%	33,34%	42,60%
<i>41-50</i>	2,41%	4,82%	6,01%	30,13%	56,62%
<i>51 e oltre</i>	0,00%	1,79%	3,64%	21,79%	72,78%
Totale complessivo	2,47%	4,12%	12,09%	29,40%	51,92%

Appendice B

Quesiti e relativi item utilizzati per la costruzione degli indicatori della qualità del lavoro – Sezione II

1. Atteggiamento (risposte su scala da 1: disaccordo a 7: accordo)

In generale, il lavoro rappresenta per me:

- | | |
|---|---|
| Att1. Un mezzo per guadagnare il più possibile | Att6. Un aiuto economico per la famiglia |
| Att2. Un modo per riempire il tempo | Att7. Un'esperienza per realizzarsi come persona |
| Att3. Un modo per avere successo | Att8. Un modo per migliorare e arricchire la società |
| Att4. Un mezzo per guadagnarsi da vivere | Att9. Un mezzo per relazionarsi con gli altri |
| Att5. Una necessità | |

2. Motivazione (risposte su scala da 1: non importante a 7: molto importante)

Indichi quanto le seguenti motivazioni sono state importanti nel determinare la Sua scelta di lavorare per questa organizzazione:

- | | |
|--|--|
| Mot1. Coerenza con la formazione scolastica/prof. | Mot6. Interesse per il settore |
| Mot2. Conciliabilità con impegni familiari | Mot7. Condivisione del modo di lavorare |
| Mot3. Unico lavoro che è stato offerto | Mot8. Coinvolgimento dei lavoratori |
| Mot4. Posto di lavoro sicuro | Mot9. Conoscenza lavoratori |
| Mot5. Trattamento economico e carriera | Mot10. Conoscenza utenti |

3. Ambiente (risposte su scala da 1: per niente a 7: totalmente)

Esprima quanto le seguenti affermazioni descrivono le caratteristiche della sua organizzazione:

- Amb1.** I lavoratori sono ricompensati in proporzione alla qualità e quantità dei risultati prodotti
- Amb2.** Ai lavoratori viene detto tutto ciò che devono sapere per svolgere la propria mansione
- Amb3.** Un dipendente che svolga bene il proprio lavoro ha buone prospettive di carriera
- Amb4.** I miei superiori sono molto attenti alle mie idee ed hai miei suggerimenti
- Amb5.** Ai lavoratori vengono date opportunità concrete di migliorare le proprie capacità
- Amb6.** Le promozioni sono decise per aiutare i migliori a raggiungere le posizioni più elevate

4. Trattamento (risposte su scala da 1: per niente a 7: totalmente)

In che misura Lei si sente remunerato...

- Tra1.** ...considerando le responsabilità che ha
- Tra2.** ...tenendo conto dell'addestramento e della formazione accumulata
- Tra3.** ...considerando l'esperienza acquisita
- Tra4.** ...considerando l'impegno
- Tra5.** ...considerando il lavoro ben svolto
- Tra6.** ...considerando gli stress e le tensioni che le derivano dal Suo lavoro
- Tra7.** ...considerando le disponibilità economiche dell'organizzazione

5. Utente (risposte su scala da 1: per niente a 7: totalmente)

Esprima quanto è d'accordo con ognuna delle seguenti affermazioni:

- Ute1.** L'apporto dell'utente ed il suo coinvolgimento sono determinanti nel mio lavoro
- Ute2.** L'utente è coinvolto nell'attività dell'organizzazione
- Ute3.** Ritengo di primaria importanza che l'utente tragga il massimo beneficio dal servizio erogato
- Ute4.** Considero gli utenti solamente dei clienti che richiedono un servizio e lo ottengono
- Ute5.** In nome degli utenti vengono richieste condizioni di lavoro non compatibili con i miei diritti di lavoratore

6. Soddisfazione (risposte su scala da 1: molto insoddisfatto a 7: molto soddisfatto)

Quanto è soddisfatto relativamente a:

- | | |
|---|---|
| Sod0. Il Suo lavoro nel complesso | Sod8. Autonomia decisionale/funzionale |
| Sod1. Crescita formativo/professionale | Sod9. Riconoscimento degli altri |
| Sod2. Ambiente fisico di lavoro | Sod10. Varietà e creatività del lavoro |
| Sod3. Organizzazione dell'orario | Sod11. Utilità per i beneficiari dei servizi |
| Sod4. Sicurezza del posto di lavoro | Sod12. Rapporto con i superiori |
| Sod5. Stipendio percepito | Sod13. Rapporto con i colleghi remunerati |
| Sod6. Avanzamenti di carriera finora | Sod14. Rapporto con i colleghi volontari |
| Sod7. Avanzamenti di carriera futuri | |