

CONFRONTO TRA MODELLI A VARIABILI LATENTI PER LA VALUTAZIONE DELLA QUALITÀ PERCEPITA DAGLI UTENTI DI SERVIZI SANITARI OSPEDALIERI

S. Cagnone, G. Cavrini, S. Mignani

1. INTRODUZIONE

La soddisfazione di un utente verso un servizio di cui è fruitore rappresenta un concetto non osservabile, quindi non direttamente misurabile. La sua valutazione può avvenire, pertanto, solo considerando caratteristiche che ne misurino l'effetto.

Tipicamente, lo studio della soddisfazione è 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 manifeste che solitamente indicano un giudizio espresso su una scala ordinale.

Tra le metodologie preposte ad affrontare questo tipo di analisi, particolare attenzione meritano i modelli che esprimono le relazioni di causalità tra le variabili latenti; tali modelli rappresentano una soluzione formale di rilevante capacità esplicativa e semplicità interpretativa.

In questo lavoro vengono illustrate e confrontate empiricamente due diverse impostazioni metodologiche per trattare i modelli a variabili latenti; esse si differenziano, da un punto di vista concettuale per il modo di trattare i dati originari e da un punto di vista metodologico per i diversi metodi di stima utilizzati. La prima si inserisce nell'ambito più usuale per questo tipo di problemi che è quello dei modelli a equazioni strutturali secondo la metodologia LISREL (Jöreskog, 1969), la seconda si colloca, invece, nel contesto più ampio dei modelli lineari generalizzati a variabili latenti (GLLVM) (Bartholomew e Knott, 1999).

Il confronto avviene in termini empirici applicando le due impostazioni ad uno studio realizzato per valutare la soddisfazione di utenti di servizi sanitari in ambito ospedaliero. Tale confronto permette, dal punto di vista metodologico, di sottolineare limiti e vantaggi di entrambe le soluzioni, e dal punto di vista applicativo, di dare maggior sostegno alle conclusioni fenomeniche.

2. I MODELLI LISREL IN PRESENZA DI VARIABILI OSSERVATE ORDINALI

2.1 Il modello generale

I modelli a equazioni strutturali secondo LISREL rappresentano una delle tecniche più diffuse e più note nell'analisi di dati comportamentali poiché consentono di valutare se esistono e, in tal caso, quale sia l'entità di relazioni causali tra variabili latenti o fattori. Tali variabili latenti sono misurate da variabili osservate ad esse legate poiché ne differiscono soltanto per errori casuali o sistematici. La relazione tra variabili osservate e latenti è formalizzata nei modelli di misurazione che rappresentano l'anima psicometrica dei modelli LISREL. Il modello strutturale esprime, invece, l'anima econometrica di LISREL poiché consente di indagare l'esistenza di eventuali legami lineari tra le variabili latenti. Mutuando la terminologia econometrica, tale legame di dipendenza tra variabili latenti determina la necessità di distinguere le variabili (latenti e osservate) in esogene ed endogene.

Tipicamente, le analisi LISREL sono condotte ipotizzando che le variabili osservate siano continue e con distribuzione normale multivariata.

Qualora tali assunzioni vengano meno, ossia quando le variabili in esame siano categoriche, binarie o ordinali, ci si riferisce al cosiddetto *underlying variable approach* (UVA) secondo il quale si suppone che ciascuna variabile osservata sia generata da una variabile sottostante continua e normalmente distribuita. In particolare, sia y una variabile osservata ordinale con c categorie; la corrispondente variabile y^* sottostante si definisce nel seguente modo (Muthén, 1984):

$$y = \begin{cases} 1 & \text{se } y^* \leq a_1 \\ 2 & \text{se } a_1 < y^* \leq a_2 \\ \vdots & \\ c-1 & \text{se } a_{c-2} < y^* \leq a_{c-1} \\ c & \text{se } a_{c-1} < y^* \end{cases}$$

dove gli a_i ($i = 1, \dots, c-1$) sono chiamati valori soglia e consentono di passare da variabili categoriche ordinabili a variabili continue.

In presenza di variabili ordinali, i modelli di misurazione di LISREL si esprimono come segue:

$$\mathbf{x}^* = \mathbf{\Lambda}_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta} \quad (1)$$

$$\mathbf{y}^* = \mathbf{\Lambda}_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2)$$

dove \mathbf{y}^* e \mathbf{x}^* sono i vettori di dimensioni rispettivamente $p \times 1$ e $q \times 1$ delle variabili sottostanti associate alle variabili ordinali osservate ed $\boldsymbol{\eta}$ e $\boldsymbol{\xi}$ sono i vettori

di dimensioni $m \times 1$ e $t \times 1$ delle corrispondenti variabili latenti endogene ed esogene. Il modello strutturale è il seguente:

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\zeta} + \boldsymbol{\zeta} \quad (3)$$

dove, come nel modello LISREL più generale (Jöreskog, 1981), \mathbf{B} ha tutti gli elementi della diagonale principale nulli e $\mathbf{I}-\mathbf{B}$ è non singolare.

La stima del modello, in questo caso, avviene determinando in una prima fase i valori soglia attraverso il metodo della massima verosimiglianza, poi, condizionatamente a tali stime, le correlazioni policoriche richieste in presenza di dati ordinali e, infine, come è noto dalla letteratura su LISREL, i parametri del modello per mezzo di metodi di stima *ad hoc* come, ad esempio, il metodo dei minimi quadrati pesati (WLS). A tale riguardo diverse sono le soluzioni proposte in letteratura (Olsson, 1979, Muthén, 1984 e Jöreskog, 1990, 1994); esse differiscono tra loro prevalentemente per il numero di passi in cui avviene la procedura di stima.

2.2 Il modello con covariate: l'approccio MIMIC

Un caso particolarmente interessante nell'ambito dei modelli LISREL è quello in cui le variabili \mathbf{x} nel modello sopra descritto siano considerate fisse in modo che, in assenza di relazioni tra variabili latenti endogene, l'equazione (3) diventi:

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x} + \boldsymbol{\zeta} \quad (4)$$

dove $\mathbf{x} = \boldsymbol{\xi}$. Un modello siffatto prende il nome di modello MIMIC (Multiple Indicators, Multiple Causes) (Jöreskog e Goldberger, 1975) ed è caratterizzato dal fatto che una variabile latente η è misurata da un certo numero di variabili osservate \mathbf{y} (si veda equazione (2)) ma allo stesso tempo è direttamente "causata" da un gruppo di covariate \mathbf{x} .

Quando le variabili \mathbf{y} sono continue, sostituendo la (4) nella (2), ovvero condizionando le variabili osservate \mathbf{y} alle \mathbf{x} , il modello può essere interpretato come un modello di regressione multipla in cui le \mathbf{x} rappresentano i regressori o le covariate:

$$\mathbf{y}^* = \boldsymbol{\Lambda}_y \boldsymbol{\Gamma} \mathbf{x} + \boldsymbol{\Lambda}_y \boldsymbol{\zeta} + \boldsymbol{\varepsilon} = \boldsymbol{\Pi} \mathbf{x} + \mathbf{z} \quad (5)$$

dove $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\Lambda}_y \boldsymbol{\Gamma}$ e $\mathbf{z} = \boldsymbol{\Lambda}_y \boldsymbol{\zeta} + \boldsymbol{\varepsilon}$ (Jöreskog *et al.*, 1993). In questo caso la procedura di stima del modello, con alcune restrizioni, è convenzionale. Più complesso è, invece, il caso in cui le variabili \mathbf{y} sono categoriche poiché la (5) diventa un modello probit (per maggiori dettagli sulla procedura di stima si veda Muthén, 1979 e Muthén, 1984).

Un possibile impiego dei modelli MIMIC è quello in cui si vuole valutare se un modello a variabili latenti conservi la stessa struttura e gli stessi valori dei parametri in gruppi diversi, ossia se il modello sia valido in popolazioni eterogenee, quali

ad esempio maschi e femmine, giovani e anziani, ecc. Tipicamente, nell'ambito delle analisi basate sullo studio di matrici di covarianza, la risoluzione di tali problemi è ottenuta considerando analisi multigruppo di LISREL che presentano, come è noto, caratteristiche auspicabili. Tuttavia, quando il campione presenta una numerosità troppo bassa per l'implementazione dell'analisi multigruppo o quando il numero di gruppi è elevato, l'approccio MIMIC rappresenta, pur con alcuni limiti, la migliore alternativa per l'analisi dell'eterogeneità.

In tale contesto le covariate \mathbf{x} del modello (5) assumono un ruolo di particolare importanza poiché consentono di determinare i gruppi di cui si vuole valutare l'eterogeneità. Infatti, se G rappresenta il numero di gruppi (popolazioni), con $g = 1, \dots, G$, si ha (Muthén, 1989):

$$E(\boldsymbol{\eta}_g | \mathbf{x}_g) = \boldsymbol{\Gamma} \mathbf{x}_g \quad (6)$$

$$V(\boldsymbol{\eta}_g | \mathbf{x}_g) = \boldsymbol{\Psi} \quad (7)$$

da cui si nota che la matrice di varianza e covarianza $\boldsymbol{\Psi}$ non varia tra i gruppi. Pertanto, possibili differenze tra i gruppi sono colte dai coefficienti $\boldsymbol{\Gamma}$ che, al contrario, sono associati alle covariate riferite a gruppi diversi. Questo è un limite dell'approccio MIMIC poiché l'assunzione di invarianza della matrice $\boldsymbol{\Psi}$ comporta una maggiore rigidità del modello e quindi una minore caratterizzazione dei gruppi in esame rispetto ad altri approcci implementati in LISREL, quale è ad esempio la sopracitata analisi multigruppo. Ciononostante, le stime dei parametri strutturali $\boldsymbol{\Gamma}$ del modello rappresentano risultati comunque validi e da prendere in considerazione soprattutto nei casi in cui l'analisi multigruppo di LISREL, che per molti versi è più completa, non è applicabile.

3. MODELLI LINEARI GENERALIZZATI CON VARIABILI LATENTI

3.1 *Il modello generale*

I modelli di regressione generalizzati proposti da McCullagh (1980) sono stati estesi al caso in cui si includono un certo numero di variabile latenti che spiegano le relazioni tra un gruppo di variabili osservate ordinali (Moustaki, 2000).

Riprendendo la notazione adottata nei paragrafi precedenti, si considerino p variabili y_1, y_2, \dots, y_p ciascuna con c_i ($i = 1, \dots, p$) modalità ordinate; si definiscono le probabilità di ciascuna modalità della variabile y_i , $\pi_{i1}(\boldsymbol{\eta}), \pi_{i2}(\boldsymbol{\eta}), \dots, \pi_{ic_i}(\boldsymbol{\eta})$, come funzioni di un vettore di m variabili latenti $\boldsymbol{\eta}$. Sia $\mathbf{y}_r = (y_1 = c_1, y_2 = c_2, \dots, y_p = c_p)$ l' r -esimo pattern di risposta, il modello considerato specifica la probabilità π_r per tutti i possibili $NR = \prod_{i=1}^p c_i$ pattern di risposta e i parametri sono individuati dal legame tra le variabili manifeste e le va-

riabili latenti. Valida l'assunzione di indipendenza condizionale (Bartholomew, e Knott, 1999), la probabilità di avere il pattern di risposta \mathbf{y}_r , condizionatamente a $\boldsymbol{\eta}$, è definita come:

$$\pi_r(\boldsymbol{\eta}) = \prod_{i=1}^p \pi_{i_s}(\boldsymbol{\eta}) = \prod_{i=1}^p (\tau_{i_s} - \tau_{i_{s-1}}) \quad (8)$$

dove $\tau_{i_s} = P(y_i \leq s) = \pi_{i_1}(\boldsymbol{\eta}) + \pi_{i_2}(\boldsymbol{\eta}) + \dots + \pi_{i_s}(\boldsymbol{\eta})$ è la probabilità che la variabile y_i assuma un valore minore o uguale alla modalità s . La distribuzione non condizionata del pattern \mathbf{y}_r è ottenuta integrando $\pi_r(\boldsymbol{\eta})$ sullo spazio m -dimensionale delle variabili latenti:

$$\pi_r = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} \pi_r(\boldsymbol{\eta}) b(\boldsymbol{\eta}) d\boldsymbol{\eta} \quad (9)$$

dove $b(\boldsymbol{\eta})$ è la funzione di densità delle variabili latenti ipotizzate indipendenti e normalmente distribuite.

Il legame funzionale tra variabili osservate e variabili latenti viene espresso tramite il logit delle probabilità cumulate:

$$\text{logit}(\tau_{i_s}(\boldsymbol{\eta})) = \ln \left[\frac{\tau_{i_s}(\boldsymbol{\eta})}{1 - \tau_{i_s}(\boldsymbol{\eta})} \right] = \alpha_{0i_s} - \sum_{j=1}^m \alpha_{ij} \eta_j, \quad s = 1, \dots, c_i - 1 \quad (10)$$

dove α_{0i_s} rappresenta l'intercetta e i valori α_{ij} possono essere interpretati come pesi fattoriali. Per definire correttamente l'ordinamento, deve essere soddisfatta la condizione $\alpha_{0i_1} \leq \alpha_{0i_2} \leq \dots \leq \alpha_{0i_{c_i}}$.

La stima dei parametri avviene impiegando il metodo della massima verosimiglianza basata su un algoritmo EM. Al passo E dell'algoritmo viene calcolato il valore atteso con riferimento alla distribuzione a posteriori di $\boldsymbol{\eta}$ date le osservazioni. Al passo M dell'algoritmo, le stime dei parametri, aggiornate ad ogni passo, sono ottenute risolvendo un sistema di equazioni non lineari tramite l'algoritmo di Newton-Raphson (Moustaki, 2000). Gli integrali dell'espressione (9) sono approssimati attraverso la procedura di quadratura di Gauss-Hermite.

3.2 Il modello con covariate

Il modello appena descritto può essere visto, in analogia con l'impostazione LISREL, come la parte di misura che formalizza il legame tra variabili latenti e osservate. Purtroppo, differentemente dall'UVA, secondo questa impostazione le variabili osservate di tipo categorico vengono trattate e modellate così come sono, senza ricorrere a variabili fittizie sottostanti.

È possibile introdurre anche una parte strutturale che consente di valutare, come accade per i modelli MIMIC, l'influenza di un insieme di covariate osservate sulle variabili latenti. A tal fine si definisce (Moustaki, 2003):

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x} + \boldsymbol{\delta} \quad (11)$$

dove $\boldsymbol{\Gamma}$ è la matrice di dimensioni $m \times q$, dei coefficienti di regressione che esprimono l'effetto delle covariate \mathbf{x} sulle variabili latenti $\boldsymbol{\eta}$, e $\boldsymbol{\delta}$ è un vettore $m \times 1$ di variabili normali standardizzate. La stima dei coefficienti $\boldsymbol{\Gamma}$ è determinata separatamente da quella dei parametri $\boldsymbol{\alpha}$ e inoltre, essendo le variabili latenti ipotizzate indipendenti, si ha $.b(\boldsymbol{\eta}, \boldsymbol{\Gamma}) = b(\eta, \gamma_1) \times \dots \times b(\eta, \gamma_m)$. In pratica, ad ogni passo dell'algoritmo EM vengono calcolate distintamente le stime di tutti i parametri.

4. LA VALUTAZIONE DEI SERVIZI SANITARI

4.1 *Il concetto di qualità percepita e di soddisfazione dell'utente*

Negli ultimi anni la ricerca della qualità è diventata uno strumento cruciale nella gestione strategica del settore sanitario; sempre più sentita è, infatti, tra gli utenti l'esigenza e la necessità di un'assistenza sanitaria che raggiunga elevati livelli qualitativi. La valutazione della qualità, in generale, e della qualità percepita, in particolare, rappresenta quindi un momento fondamentale nella programmazione sanitaria. Tuttavia, in tale contesto, non esiste ancora chiarezza assoluta su cosa si intenda per qualità e soddisfazione dell'utente.

I concetti di qualità percepita e di Customer Satisfaction sono definiti in vario modo. La qualità percepita viene intesa come scostamento fra le aspettative di eccellenza del soggetto e l'esperienza reale di uso del servizio (Parasuraman *et. al.*, 1985), oppure come la semplice espressione della soddisfazione relativa all'esperienza di fruizione (Battistella e De Ambrogio, 1996), o ancora come confronto fra l'esperienza in esame e le altre esperienze precedenti dell'interlocutore (Ovreteit, 1996). La Customer Satisfaction è solitamente interpretata come la sensazione dell'utente che risulta dal confronto fra le attese all'inizio di un percorso e la percezione di ciò che è avvenuto nel processo e dei suoi risultati; essa dipende quindi dalle caratteristiche dell'utente, dalla sua esperienza precedente e dall'esperienza nell'ambito dello specifico processo (assistenziale o di servizio) che viene considerato (Focarile, 1998).

In sintesi, la rilevazione di qualità percepita prevede, per il settore dei servizi sociali, l'analisi del gradimento o malcontento dei soggetti direttamente coinvolti nel processo di erogazione di un servizio (utenti, responsabili, operatori); tale analisi rappresenta un indicatore della qualità del servizio, non di per sé esauriente, ma imprescindibile, in un corretto percorso di ricerca valutativa (De Ambrogio, 1999). La soddisfazione, intesa come valutazione positiva data dall'utente alle diverse dimensioni dell'assistenza sanitaria (Linder-Pelz, 1982), diventa di conse-

guenza l'obiettivo più importante, la misura globale di esito, in altre parole il metodo "ottimale" di valutazione dei risultati dell'organizzazione. Misurare la soddisfazione dei propri utenti diventa prioritario, non tanto per cogliere gratificazione dai clienti soddisfatti, quanto per scoprire fra quelli insoddisfatti i disservizi da migliorare (Bertinelli *et al.*, 1994). L'Azienda ha dunque il compito e la volontà di determinare cosa gli utenti desiderino e valutare se le aspettative di questi siano state soddisfatte.

4.2 *La ricerca*

Alla fine del 1997 nell'Azienda USL Città di Bologna è stato avviato un "piano di miglioramento aziendale", volto a promuovere un processo di sviluppo della qualità, a partire dall'analisi di alcune aree critiche da perfezionare o potenziare. Uno degli obiettivi di tale piano è stato quello di predisporre strumenti standardizzati per registrare e misurare nel tempo il livello di soddisfazione degli utenti. A questo proposito è stato realizzato un progetto per la valutazione degli aspetti della degenza ospedaliera più facilmente percepibili dall'utente.

Gli obiettivi che si intendevano raggiungere sono di varia natura: innanzitutto l'analisi delle opinioni dell'utente sugli aspetti relativi all'accoglienza in ospedale, all'organizzazione della giornata, alla qualità alberghiera e di ristorazione nonché alle relazioni con gli operatori sanitari. Sulla base di queste informazioni è possibile avviare un miglioramento della qualità dell'assistenza, anche attraverso il coinvolgimento degli operatori in un processo mirato a creare una nuova cultura assistenziale centrata sul concetto di qualità. Sono stati così individuati gli aspetti più rilevanti per la percezione della qualità del servizio da parte dell'utente: servizi alberghieri e ristorativi (caratteristiche delle stanze di degenza, pulizia, qualità e quantità dei pasti); rispetto dell'integrità della persona: (privacy, cortesia ed attenzione); accuratezza dell'assistenza (tempo dedicato al degente da parte del personale medico ed infermieristico e relativa capacità a farlo sentire coinvolto nelle scelte sanitarie); comunicazione con gli operatori sanitari (disponibilità al dialogo e a offrire informazioni sulla diagnosi). I singoli aspetti sono stati tradotti in opportuni indicatori di qualità che rilevano il giudizio degli utenti attraverso un punteggio espresso su una scala ordinale. Queste informazioni sono state raccolte tramite un questionario, opportunamente costruito, che si articola in diverse sezioni, descritte in Appendice.

La realizzazione dello studio è avvenuta attraverso un sondaggio delle opinioni di 450 pazienti ospedalizzati, di età superiore ai tredici anni e in dimissione al momento dell'intervista. Sono stati esclusi dallo studio i pazienti ricoverati in alcuni reparti (quali ad esempio psichiatria, neonatologia, pediatria, terapia intensiva, rianimazione) e coloro che hanno usufruito del day hospital. L'indagine, effettuata a maggio del 2000, ha ottenuto un tasso di risposta molto elevato, pari all'88%.

Nel presente lavoro, si è pertanto preso in considerazione un modello con variabili latenti per verificare quali elementi influenzino significativamente la soddisfazione anche in relazione ad eventuali caratteristiche socio-demografiche.

5. ANALISI LISREL DELLA QUALITÀ DEI SERVIZI OSPEDALIERI: IL MODELLO SENZA COVARIATE E IL MODELLO CON COVARIATE

Le analisi preliminari condotte sui 450 pazienti hanno avuto l'obiettivo di dare una valutazione, di carattere esplorativo, su quali aspetti della degenza ospedaliera influenzassero la percezione degli utenti relativamente alla qualità dei servizi ospedalieri. Alla luce di questi risultati, si è proposto, in prima istanza, un modello ad equazioni strutturali (utilizzando il software LISREL 8.30) al fine di confermare quanto emerso sulla qualità del servizio ospedaliero. Il modello ipotizzato, rappresentato nella figura 1, esprime il legame causale tra una variabile generale di soddisfazione, non direttamente osservabile e misurata attraverso gli item generali sulla soddisfazione, riportati in appendice nella sezione 6, e cinque variabili latenti esogene, ottenute da una analisi fattoriale esplorativa. Tali variabili sono così state interpretate: "Disponibilità e gentilezza degli infermieri" (item D_{30.2}, D_{31.2}, D_{32.2}, D_{35.2}, D_{36.2}), "Qualità dei pasti" (item D_{22.1}, D_{22.2}, D_{22.3}, D_{22.4}) e "Momenti della giornata in cui vengono serviti i pasti" (item D_{11.1}, D_{11.2}, D_{11.3}, D_{11.4}) "Pulizia del reparto" (item D_{19.4}, D_{20.1}, D_{20.2}, D_{20.3}) e infine "Disponibilità e gentilezza dei medici" (item D_{30.1}, D_{31.1}, D_{35.1}, D_{36.1}). Tutti gli item elencati sono stati selezionati applicando un'analisi di attendibilità ai risultati preliminari ottenuti con l'analisi fattoriale esplorativa.

Dopo l'eliminazione dei dati mancanti, il campione effettivo su cui è stata svolta l'analisi è risultato di 310 individui. Essendo le variabili manifeste misurate su scala ordinale (scale Likert a 3 e 4 punti con modalità di risposta "sempre", "spesso", "a volte", "mai" e "adeguato", "sufficiente", "scarso"), la stima dei parametri del modello segue i passi descritti nel paragrafo 2.1. Dai risultati riportati in figura 1 si evince che le componenti significative del modello (indicate in grassetto), per un livello di significatività pari a 0.05 sono la "Gentilezza e cortesia degli infermieri" ($\gamma_1 = 0.44$) e la "Qualità dei pasti" ($\gamma_2 = 0.48$).

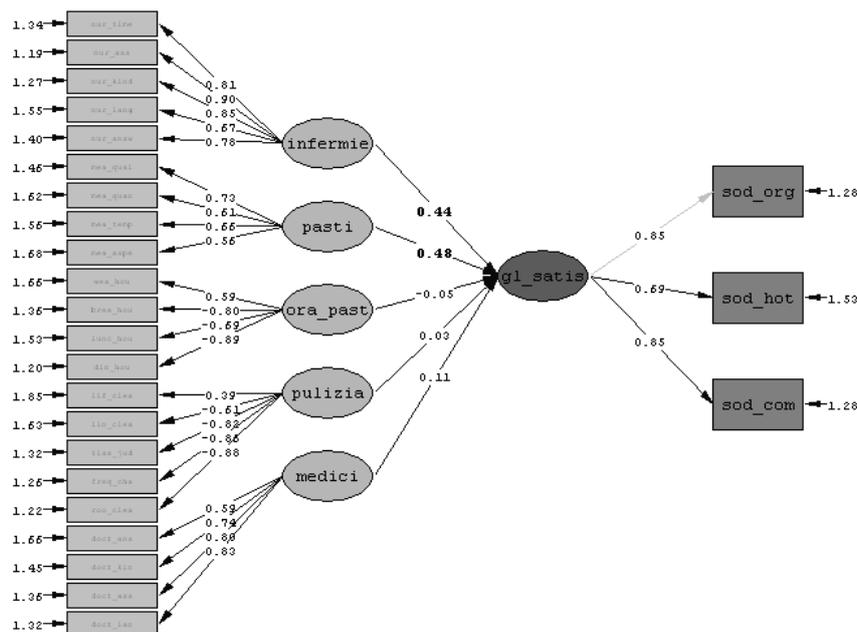


Figura 1 – Modello LISREL generale.

Alla luce dei risultati emersi si è deciso di proseguire l'analisi considerando solo l'aspetto "Qualità dei pasti" poiché influisce maggiormente nella determinazione della soddisfazione degli utenti e di valutare se esistano differenze nella percezione della qualità di questo servizio tra soggetti appartenenti a classi di età diverse. A tal fine, prima si è stimato un modello LISREL con il solo fattore "Qualità dei pasti" e poi si è costruito un modello MIMIC per valutare se esista eterogeneità tra gruppi in questo caso distinti in base alla variabile età. Seguendo l'impostazione proposta da Muthén (1989), l'età è stata trasformata in variabili dicotomiche (covariate) costruite su quattro classi (14-35, 36-65, 66-75, 76 e oltre) che individuano diverse tipologie comportamentali di soggetti; si ottengono, in tal modo, tre gruppi, tanti quante sono le classi meno una, ponendo la classe 14-35 a riferimento.

Il confronto tra modello originario e quello che include la variabile età consente di valutare se per tutti i gruppi si possa considerare un unico modello, o se gruppi di utenti con età diversa presentano comportamenti dissimili nei riguardi della soddisfazione. Il confronto avviene valutando se l'introduzione di covariate (nel caso considerato l'età) apporti un contributo rilevante all'interpretazione del fenomeno, quindi, in termini formali, se aumenti la capacità esplicativa del modello.

La figura 2 rappresenta il modello con le covariate che si intende stimare.

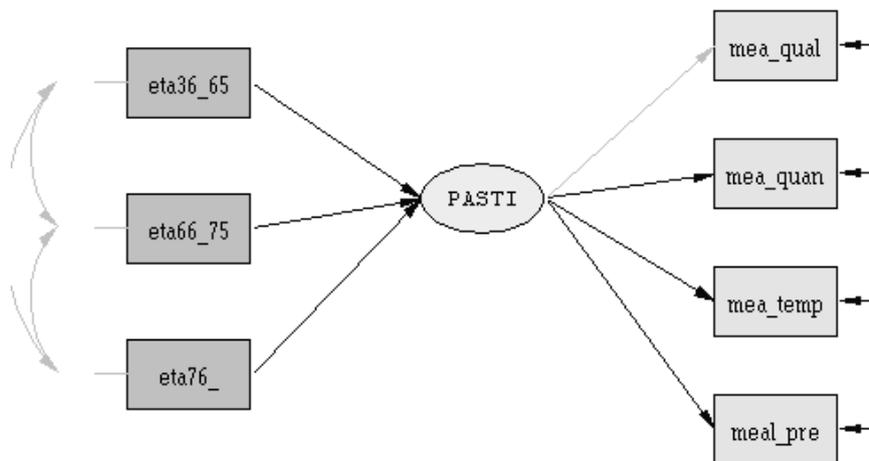


Figura 2 – Modello con covariate.

Nella tabella 1 sono riportati i risultati per i modelli con e senza le covariate (Preliis e LISREL 8.30).

TABELLA 1

Stima dei parametri del modello LISREL senza covariate e con covariate (MIMIC)

	Modello senza covariate	Modello con covariate
Qualità	0.83	0.83
Quantità	0.75	0.77
Temperatura	0.71	0.71
Presentazione	0.80	0.93
36-65	-	-0.24
66-75	-	-0.77
76 e oltre	-	-0.36

Con riferimento al primo modello, si può notare che i coefficienti dei singoli item sono tutti positivi e pressoché dello stesso ordine di grandezza. Ciò indica che tutti gli aspetti considerati, ossia qualità, quantità, temperatura e presentazione dei pasti, contribuiscono alla misurazione della variabile latente sottostante, pur con lievi differenze che privilegiano la presentazione dei pasti e danno meno importanza alla loro temperatura. La bontà del modello considerato può essere valutata attraverso la statistica test chi-quadrato che è pari a 1.53 con un valore di probabilità $p=0.46$ per 2 gradi di libertà. Il modello considerato mostra quindi un buon adattamento.

TABELLA 2
Valori del chi quadrato e dell'AIC per i due modelli

	Modello senza covariate	Modello con covariate
χ^2	1.53	17.19
AIC	17.53	51.19

Considerando ora il modello MIMIC, si nota in primo luogo che i coefficienti dei quattro item relativi alla qualità dei pasti sono pressoché immutati; per quel che riguarda, invece, le covariate, tutti i coefficienti hanno segno negativo, ad indicare che gli individui appartenenti a tutte le classi d'età considerate sono meno soddisfatti rispetto a quelli della classe di riferimento, 13-35. In particolare, i più insoddisfatti sembrano essere gli individui di età compresa tra i 66 e i 75 anni ($\gamma_2 = -0.77$), seguono coloro che hanno più di 75 anni ($\gamma_3 = -0.36$) e, infine, quelli che appartengono alla classe 36-65 ($\gamma_1 = -0.24$). L'adattamento del modello ai dati è molto buono anche in questo caso, essendo il chi-quadrato pari a 17.19, e $p=0.10$ per 11 gradi di libertà.

Il confronto tra i due modelli è stato fatto considerando il criterio di Akaike (AIC) (Burnham, Anderson, 1998); in dettaglio, si nota (tabella 2) che il valore dell'AIC è più elevato per il modello con covariate, e quindi è ragionevole ritenere che l'età non condizioni in modo determinante la soddisfazione. In altri termini, da un punto di vista operativo risulta preferibile considerare il modello più parsimonioso.

I risultati discussi finora sono stati ottenuti seguendo l'underlying variable approach, essendo le variabili osservate tutte ordinali. Può essere interessante anche riferirsi all'apparato metodologico dei GLLVM che, come si è detto, non impone assunzioni restrittive sulle variabili categoriche e consente, allo stesso tempo, di effettuare analisi per sottogruppi.

6. APPLICAZIONE DEI GLLVM ALLA QUALITÀ DEI SERVIZI OSPEDALIERI: I MODELLI SENZA E CON COVARIATE

Come si è mostrato nei paragrafi precedenti, i GLLVM, al contrario dei modelli LISREL, non richiedono alcuna assunzione sulle variabili ordinali, e non beneficiano, tuttavia, delle semplificazioni che tali assunzioni comportano; è altresì vero

che vincoli restrittivi come quelli considerati nel metodo LISREL potrebbero portare a risultati non attendibili. L'obiettivo è, dunque, confrontare quanto ottenuto con le due diverse impostazioni valutando la concordanza dei risultati.

Nella tabella 3 sono riportate le stime dei parametri dei modelli GLLVM senza e con covariate.

TABELLA 3

Stima dei parametri del modello GLLVM senza covariate e con covariate

	Modello senza covariate	Modello con covariate
Qualità	2.48	2.71
Quantità	2.19	2.15
Temperatura	1.75	1.56
Presentazione	3.23	3.29
36-65	-	-0.17
66-75	-	-0.59
76 e oltre	-	-0.41

Sebbene non sia possibile un confronto diretto con i modelli LISREL, trattandosi di soluzioni metodologiche diverse, anche secondo questa impostazione si può osservare che il modello senza covariate presenta coefficienti tutti pressoché dello stesso ordine di grandezza e, come accade nei modelli LISREL, la variabile temperatura dei pasti presenta il coefficiente più basso mentre la variabile presentazione dei pasti quello più alto. Per quel che riguarda il modello con le covariate si nota che i valori dei coefficienti afferenti alle variabili osservate non cambiano in modo rilevante. Anche la parte concernente le covariate dà risultati coerenti con quanto ottenuto con LISREL essendo i parametri strutturali tutti di segno negativo ed essendo gli individui di età compresa tra 66 e i 75 anni i più insoddisfatti ($\gamma_2 = -0.59$). Seguono i più anziani ($\gamma_3 = -0.41$) e infine gli individui con età compresa tra i 36 e 65 anni ($\gamma_1 = -0.17$).

Per quel che riguarda la bontà di adattamento del modello senza covariate, nella prima colonna della tabella 4 sono riportati i valori del chi-quadrato, χ^2 , e del rapporto di verosimiglianza, LR.

TABELLA 4

Valori degli indici di adattamento per i due modelli

	Modello senza covariate	Modello con covariate
χ^2	185.44	-
LR	137.29	-
χ_e^2	112.79	-
AIC	2134.58	2142.57

Differentemente da quanto accade per il modello LISREL, in questo caso entrambi gli indici portano a rifiutare il modello poiché presentano valori maggiori del valore teorico, 83.64, calcolato per 64 gradi di libertà ad un livello di significatività pari a 0.05. Tuttavia, valori così elevati potrebbero essere causati dalla eventuale presenza di dati sparsi (Reiser, 1996). Per tale ragione è opportuno riferirsi a

un test chi-quadrato calcolato sui residui bivariati che non risente di tale problema (per lo sviluppo teorico di tale test si rimanda a Mignani e Cagnone, 2004 e Cagnone e Mignani, 2005). Nella tabella 4 esso è indicato con il simbolo χ_e^2 dove \mathbf{e} rappresenta, appunto, il vettore dei residui bivariati. Tale valore va confrontato con il valore teorico del chi-quadrato con 33 gradi di libertà¹, pari a 47.39 per un livello di significatività pari a 0.05. Evidentemente anche il test basato sui residui porta a rifiutare il modello e, quindi, il cattivo adattamento non è dovuto alla presenza di dati sparsi. Un'analisi più approfondita della bontà del modello è fornita dal test chi-quadrato calcolato per coppie di item. Si consideri l'indice costruito per coppie di items:

$$GF_{ij} = n \sum_{s_i s_j} \frac{(p_{s_i s_j} - \hat{\pi}_{s_i s_j})^2}{\hat{\pi}_{s_i s_j}} \quad i = 1, \dots, p-1 \quad j = i+1, \dots, p \quad (12)$$

dove $p_{s_i s_j}$ è la frequenza relativa osservata della categoria s_i e s_j nella distribuzione marginale bivariata degli item i e j e $\hat{\pi}_{s_i s_j}$ è la probabilità stimata corrispondente, si dimostra che GF_{ij} distribuito asintoticamente come un χ^2 con $c^2 - 2c$ gradi di libertà (Cagnone e Mignani, 2005).

Tale analisi consente di individuare gli item che possono incidere sulla bontà di adattamento. Nella tabella 5 sono riportati i valori del test per tutte le coppie di item. Si può osservare che ad un livello di significatività pari a 0.05 solo la coppia (1-3) presenta un valore del test non significativo (il valore teorico in tal caso risulta pari a 7.81) mentre ad un livello di significatività pari a 0.01 anche il valore del test per la coppia (1-4) è non significativo. Pertanto le rimanenti coppie di item sono tutte responsabili del cattivo adattamento del modello ai dati.

TABELLA 5

Valori del chi-quadrato calcolati per coppie di item, modello senza covariate

Item		Item	
	2	3	4
1	29.09	7.71	9.79
2		17.49	21.34
3			18.61

Per quel che riguarda il modello con covariate, nell'ambito dei GLLVM non sono ancora stati sviluppati test di adattamento quando siano incluse le covariate. L'unico indicatore a cui ci si può far riferimento è l'AIC. Tornando alla tabella 4, possiamo osservare che il confronto tra i modelli senza e con covariate produce risultati analoghi ai precedenti; l'AIC è maggiore in corrispondenza del modello

¹ I gradi di libertà sono dati da

$\min(c^2 p(p-1)/2 - c(p-2) - (2c-1)(p-2)(p-1)/2, k-1 - (pq + p(c-1)))$ dove si assume che $c_i = c$ (Cagnone e Mignani, 2005).

con covariate, ad indicare ancora una volta che il modello che propone il confronto tra gruppi non risulta essere il più esplicativo.

7. ALCUNE CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Le due diverse impostazioni impiegate in questa studio sulla valutazione della soddisfazione hanno portato a risultati non contraddittori da un punto di vista fenomenico. In particolare è emerso che il gradimento dei pazienti è prevalentemente influenzato da aspetti più strettamente legati ai pasti e che non vi sono differenze rilevanti di giudizio rispetto all'età dell'intervistato.

Da un punto di vista prettamente metodologico le due impostazioni adottate presentano differenze su cui è bene riflettere in fase di scelta operativa. Alcuni studi precedenti (Jöreskog and Moustaki, 2001; Moustaki, 2003; Cagnone et. al. 2004; Cagnone e Mignani, 2004) hanno messo in evidenza che, in generale, con i GLLVM si ottengono stime più accurate di LISREL, soprattutto quando le variabili manifeste hanno poche categorie. Questo comportamento può dipendere dal fatto che, come si è già menzionato in precedenza, il primo metodo tiene conto della natura dei dati, mentre il secondo ricorre all'assunzione di normalità distributiva a volte inadeguata; non solo: i GLLVM utilizzano tutte le informazioni nei dati (full information method), mentre LISREL sfrutta solo le informazioni delle distribuzioni marginali (limited information method). D'altro canto, i metodi ad informazione completa sono da un punto di vista computazionale più complessi e quindi meno facili da realizzare operativamente.

Dipartimento di Scienze Statistiche "Paolo Fortunati"
Alma Mater Studiorum Università di Bologna

SILVIA CAGNONE
GIULIA CAVRINI
STEFANIA MIGNANI

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- D.J BARTHOLOMEW AND M. KNOTT (1999), *Latent variable models and factor analysis*, Kendall's Library of statistics, Londra.
- A. BATTISTELLA AND U. DE AMBROGIO (1996), I questionari di soddisfazione, in U. De Ambrogio and M. C. Setti Bassanini (a cura di), *Tutela dei cittadini e qualità dei servizi*, Angeli, Milano.
- A. BERTINELLI, A. MATTIOLI, C. SCACCHETTI, C. SACCHI (1994), *Innovazione organizzativa, qualità dei servizi e impiego delle risorse umane. Il caso della sanità in Emilia-Romagna*, Tesi del Corso di Perfezionamento in Diritto Sanitario, Università degli Studi di Bologna.
- K.P. BURNHAM, D.R ANDERSON (1998), *Model selection and inference*, Springer Verlag, New York.
- S. CAGNONE, S. MIGNANI (2004), *A comparison between different correlated latent variable models*, The 24rd Biennial Conference of the Society for Multivariate Analysis in the Behavioral Sciences, Jena 17-22 July, Germany.
- S. CAGNONE, A. GARDINI, S. MIGNANI (2004), "New developments of latent variable models with ordinal data", Atti della XLI Riunione Scientifica della SIS, pp. 221-231, 2004.
- S. CAGNONE, S. MIGNANI (2005), *Assessing the goodness of fit of latent variable model for ordinal data*, sottoposto per la pubblicazione.

- U. DE AMBROGIO (2000), La rilevazione della qualità percepita, in E. Ranci Ortigosa (a cura di) *La valutazione di qualità nei sistemi sanitari*, Franco Angeli, Milano.
- F. FOCARILE (1998), *Indicatori di qualità nell'assistenza sanitaria*, Centro Scientifico Editore, Torino.
- K.G. JÖRESKOG (1969), *A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis*, "Psychometrika", 34, 183-202.
- K.G. JÖRESKOG (1981), *Analysis of covariance structures*, Scandinavian Journal of Statistics, 8, 65-92.
- K.G. JÖRESKOG (1990), *New developments in LISREL: analysis of ordinal variables using polychoric correlations and weighted least squares*, "Quality and Quantity", 24, 387-404.
- K.G. JÖRESKOG (1994), *On the estimation of polychoric correlations and their asymptotic covariance matrix*, "Psychometrika", 59, 381-389.
- K.G. JÖRESKOG, D. SÖRBOM (1993), *New Features in LISREL 8*, Uppsala University, SSI.
- K.G. JÖRESKOG., I. MOUSTAKI (2001), *Factor analysis of ordinal variables: a comparison of three approaches*, "Multivariate behavioural research", 36, 347-387.
- S.U. LINDER-PELZ (1982) *Social psychological determinants of patient satisfaction: a test of five hypothesis*, "Social Science and Medicine, 16(5), 583-9.
- P. MCCULLAGH (1980), *Regression models for ordinal data*, "Journal of the Royal Statistical Society", Serie B 42, 109-142.
- S. MIGNANI, S. CAGNONE (2004), *"A comparison among different solutions for assessing the goodness of fit of a generalized linear latent variable model for ordinal data"*, "Statistica Applicata", 16,4, 1-19.
- I. MOUSTAKI (2000), *A latent variable model for ordinal data*, "Applied psychological measurement", 24,211-223.
- I. MOUSTAKI (2003) *A general class of latent variable models for ordinal manifest variables with covariates effects on the manifest and latent variables*. "British Journal of Mathematical and Statistical Psychology", 56, 337-357.
- B.O. MUTHÉN (1979), *A structural probit model with latent variables*, "Journal of the American Statistical Association", 74, 807-811.
- B.O. MUTHÉN (1984), *A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators*, "Psychometrika", 49, 115-132.
- B.O. MUTHÉN (1989), *Latent variable modelling in heterogeneous populations*, "Psychometrika", 54(4), 557-585.
- U. OLSSON (1979), *Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient*, "Psychometrika", 44, 443-460.
- J. OVRETVEIT (1996), *La qualità valutata dal cliente*, in "La qualità del servizio sanitario", Edises, Roma.
- A. PARASURAMAN, V.A: ZEITHAML, L.L. BERRY (1985) *A conceptual model of service Quality and its implications for future research*, "Journal of Marketing", 49, 41-50.

APPENDICE

IL QUESTIONARIO UTILIZZATO NELL'INDAGINE

- Sezione 1: Informazioni generali sul paziente

Anno di nascita

Sesso

Luogo di nascita

Luogo di residenza

Con chi vive

Titolo di studio

Attività lavorativa svolta

- Sezione 2: Dati sul ricovero

D₁ Giorni di ricovero nel reparto

D₂ Numero posti letto nella stanza

D₃ Ragioni della scelta della struttura ospedaliera

D₄ Tipo di ricovero

D₅ Tempo di attesa al Pronto Soccorso

D_{5.1} Lunghezza del tempo di attesa

D₆ Tempo trascorso dal giorno della prenotazione al ricovero

- Sezione 3: Accoglienza e organizzazione della giornata

D₇ Tempo di attesa in reparto prima di essere accolto

D₈ Informazioni sull'organizzazione della giornata e sulle regole di degenza

D_{8.1} Chi ha fornito informazioni

D₉ Possibilità di consultazione della Guida dell'ospedale e della Carta degli impegni

D_{9.1} Qualità delle informazioni della Guida dell'ospedale e della Carta degli impegni

D₁₀ Qualità della segnaletica

D₁₁ Adeguatezza degli orari del reparto

1. Orario sveglia

2. Orario prima colazione

3. Orario del pranzo

4. Orario della cena

D₁₂ Adeguatezza degli orari di visita dei parenti

D_{12.1} Motivi dell'inadeguatezza

D₁₃ Adeguatezza degli spazi dedicati all'attività di socializzazione

D₁₄ Tempo di attesa prima di esami diagnostici

- Sezione 4: Qualità alberghiera, servizi di ospitalità e ristorazione

D₁₅ Disponibilità di carrozzine

D₁₆ Adeguatezza degli spazi di degenza

D₁₇ Temperatura all'interno delle stanze

D₁₈ Funzionalità degli arredi delle stanze

D₁₉ Valutazione della pulizia di

1. Stanze di degenza
2. Bagni
3. Spazi comuni
4. Ascensori

D₂₀ Valutazione della qualità servizio biancheria relativo a:

1. Pulizia
2. Integrità dei tessuti
3. Frequenza dei cambi

D₂₁ Possibilità di prenotare il pasto secondo il regime dietetico

D₂₂ Valutazione dei pasti relativamente a:

1. Qualità
2. Quantità
3. Temperatura
4. Presentazione

D₂₃ In caso di ritardo di somministrazione del pasto valutazione di:

1. Qualità
2. Temperatura

- Sezione 5: Informazione, comunicazione e relazione con gli operatori

D₂₄ Qualità delle informazioni sanitarie ricevute

D₂₅ Informazioni fornite in modo riservato

D₂₆ Informazione tempestiva in caso di rinvio di esami diagnostici

D₂₇ Informazione sulle motivazioni del rinvio

D₂₈ Informazione relativa alla dimissione

D₂₉ Qualità delle informazioni ricevute alla dimissione

D_{29,1} Chi ha fornito le informazioni alla dimissione

1. medici
2. infermieri

D₃₀ Qualità delle informazioni fornite da

1. medici
2. infermieri

D₃₁ Comprensione del linguaggio usato da

1. medici
2. infermieri

D₃₂ Adeguatezza del tempo dedicato da

1. medici
2. infermieri

D₃₃ Coinvolgimento nelle decisioni sanitarie

D₃₄ Riservatezza durante l'esecuzione delle prestazioni

D₃₅ Soddisfazione dell'assistenza ricevuta

1. medici
2. infermieri

D₃₆ Cortesia del personale durante le prestazioni

1. medici
2. infermieri

- Sezione 6: Opinioni generali sulla degenza

Soddisfazione generale su Accoglienza e Organizzazione della giornata

Soddisfazione generale su Qualità alberghiera e ristorazione

Soddisfazione generale su Comunicazione, informazione e relazione con gli operatori

- Sezione 7: Suggerimenti

RIASSUNTO

Confronto tra modelli a variabili latenti per la valutazione della qualità percepita dagli utenti di servizi sanitari ospedalieri

Negli ultimi anni, l'analisi di soddisfazione ha assunto un ruolo sempre più importante nella valutazione della qualità dei servizi sanitari. Tipicamente si assume che il costrutto 'soddisfazione' sia una variabile non direttamente osservabile, ossia una variabile latente.

In questo lavoro si illustrano e si confrontano due diversi metodi per l'analisi dei modelli a variabili latenti. Il primo fa riferimento ai modelli a equazioni strutturali secondo Lisrel, il secondo invece è sviluppato nel contesto dei modelli lineari generalizzati a variabili latenti. Il confronto avviene in termini di un'analisi di soddisfazione dei pazienti verso i servizi offerti da un'azienda sanitaria di Bologna. Dai risultati si evincono gli elementi comuni e le differenze tra i due metodi sia da un punto di vista metodologico sia da un punto di vista puramente applicativo.

SUMMARY

A comparison between latent variable models for evaluating the quality perceived from the hospital service users

During the last years, customer satisfaction analysis is becoming more and more important in evaluating the service quality of the sanitary system. Typically the construct 'satisfaction' is assumed to be a not observable variable, that is a latent variable.

In this paper we illustrate and compare two different methods for analyzing latent variable models. The first one is the structural equation models with Lisrel, the second one is the generalized linear latent variable models. The comparison is performed through an application of the satisfaction analysis to a real data set referred to the patients of a hospital in Bologna. The results highlights the methodological and the applicative similarity and dissimilarity between the two methods.