

Analisi log-lineare di un limite attento

Roberto Dell'Acqua, Massimiliano Pastore e Angelo Pascali

*Università di Ferrara e Università di Padova*

Key words: Modelli log-lineari, Attenzione

Roberto Dell'Acqua  
Dipartimento di Scienze Umane  
Via Savonarola 38  
44100 Ferrara  
tel: 0532.293502  
fax: 0532.202689  
email: dar@unife.it

## ABSTRACT

A common procedure that is pervasively adopted in the analysis of accuracy data collected through attentional experiments is to apply the analysis of variance (ANOVA) to an estimate of the frequency of correct responses vs. incorrect responses produced by the participants. An in-depth discussion of the implications, both theoretical and methodological, subtended in the use of this procedure is reported in the present article. Criticisms to this common procedure are followed by the proposal of an analysis based on log-linear modeling as a better methodological expedient for drawing correct inferences from accuracy results obtained in attentional tasks.

## RIASSUNTO

Una procedura consolidata nel campo degli studi attentivi che si propongono di valutare l'accuratezza nell'eseguire compiti sperimentali è quella di sottoporre ad analisi della varianza (ANOVA) una stima della frequenza delle risposte corrette al compito in relazione alla frequenza degli errori. Nel presente articolo, si discutono le implicazioni tanto teoriche quanto metodologiche dell'applicazione di tale metodologia d'analisi. Verranno messe in luce una serie di fallacie sottese a tale procedura, e verrà quindi proposta l'adozione di analisi basate su modellistica log-lineare come strumento di maggiore efficacia per valutare la correttezza delle inferenze tratte dai risultati in compiti sperimentali attentivi.

## INTRODUZIONE

Una delle più convincenti dimostrazioni dell'influenza di limitazioni attentive sulla percezione visiva è quella che concerne gli effetti della presentazione rapida e sequenziale di una serie di stimoli seguiti da mascheramento. Uno dei paradigmi sperimentali più usati per fornire tale dimostrazione prevede la presentazione sequenziale di due lettere (T1 e T2, rispettivamente) al centro dello schermo di un computer, e la variazione sistematica dell'intervallo di tempo (*stimulus onset asynchrony*, o SOA) che separa la presentazione dei due stimoli. L'esperimento viene condotto in due diverse condizioni sperimentali. Nella condizione di controllo, il soggetto viene invitato ad ignorare T1 e ad indicare l'identità di T2. Nella condizione sperimentale, il soggetto deve indicare l'identità tanto di T1 quanto di T2. I risultati più interessanti riguardano l'accuratezza nell'indicare l'identità di T2, in funzione dell'SOA tra i due stimoli. Nella condizione di controllo, l'accuratezza nell'identificare T2 è alta e non dipende dalle variazioni dell'SOA. Nella condizione sperimentale, al contrario, l'accuratezza nell'identificare T2 è generalmente più bassa rispetto alla condizione di controllo ed è affetta dalle variazioni dell'SOA tra gli stimoli: se T2 viene presentato all'interno di un intervallo temporale di circa 500 millisecondi dopo la presentazione di T1, l'accuratezza nell'identificare T2 è a livello del caso. Il livello di accuratezza nell'identificare T2 si ristabilisce a livelli comparabili a quelli della condizione di controllo solo se l'intervallo tra la presentazione degli stimoli è maggiore di 500 millisecondi. Questo deficit nel riportare l'identità di T2 è stato etichettato con il nome di *attentional blink* (AB; Raymond, Shapiro, e Arnell, 1992).

Oltre a risultare interessanti sul piano teorico, gli studi che si sono occupati del fenomeno AB rappresentano una attraente sfida sul piano metodologico. Allo stato attuale della ricerca in questo campo, infatti, non sembra che la brillante intuizione che ha permesso lo sviluppo del paradigma sopra descritto sia stata accompagnata da una scelta altrettanto brillante di modelli appropriati per l'analisi dei risultati. Questo contributo si concentrerà su questo aspetto. Una breve descrizione di un'indagine empirica centrata sulle dinamiche attentive implicate nell'AB motiverà una discussione dettagliata di quale sia la classe di modelli più indicati per trattare i risultati che si ottengono con questo paradigma sperimentale.

Ipotizzare, come molti autori hanno fatto, che l'AB non rifletta una limitazione sensoriale equivale a postulare l'esistenza di due distinti fattori

sperimentali, la cui manipolazione influisca in modo indipendente sulle dinamiche sensoriali implicate nell'identificare T2 e sulla quantità necessaria di carico cognitivo perchè un AB si verifichi. Se l'ipotesi è corretta, la predizione è che l'interazione tra questi due fattori debba dare origine ad effetti additivi sull'accuratezza nell'identificare T2. L'esperimento che segue è finalizzato a fornire il necessario supporto empirico a favore di questa ipotesi.

Il paradigma adottato nel seguente esperimento, a cui hanno partecipato 12 studenti universitari (6 maschi), è simile al classico paradigma AB: due eventi sono stati presentati in modo rapido e sequenziale, e la loro presentazione è stata terminata da mascheramento. La Figura 1 costituisce la rappresentazione della struttura temporale di una singola prova sperimentale. Le prove sperimentali somministrate ad ogni soggetto erano 180. T1 era costituito da un singolo carattere alfabetico scelto a caso tra 'H', 'S', '&', o un carattere nullo (blank). La durata di T1 era fissa e la presentazione di T1 era terminata da mascheramento. Dopo un SOA di 300 millisecondi, veniva presentato T2, ovvero, una stringa senza senso composta da cinque consonanti. I due fattori menzionati sono stati manipolati nel modo seguente. Il fattore 'carico cognitivo indotto dalla presentazione di T1' è stato implementato nel disegno sperimentale con l'istruzione di riportare l'identità di T1 se e solo se T1 fosse stato una 'H' o una 'S'. Nel caso in cui T1 fosse stato un '&' o T1 fosse stato assente, l'istruzione era di ignorare T1. L'effetto atteso era quello di un maggior carico cognitivo nella condizione sperimentale in cui l'identità di T1 doveva essere riportata.

=====

Figura 1

=====

Il fattore 'quantità di elaborazione sensoriale' è stato implementato con la manipolazione della durata temporale dell'esposizione di T2 sullo schermo prima della comparsa del mascheramento, e chiedendo ai soggetti di riportare quante più lettere possibili da T2. In questo caso, l'effetto atteso era che la quantità di lettere estratte correttamente da T2 sarebbe aumentata all'aumentare della durata di T2 sullo schermo (si veda Coltheart, 1982). La predizione è quindi che il fattore 'carico cognitivo indotto dalla presentazione di T1' e il fattore 'quantità di elaborazione sensoriale' influenzino in modo indipendente la quantità di lettere identificate

correttamente in T2.

### CRITICHE AI METODI CLASSICI

Prima di passare alla descrizione dell'algoritmo di analisi dei risultati, è necessario fare alcuni commenti. In questo settore di indagine, una pratica metodologica consolidata è quella di analizzare i risultati applicando indiscriminatamente l'analisi della varianza (ANOVA) sui dati in forma di proporzione media di informazione estratta da T2 alla fine di ogni prova. Sono diversi i motivi per cui questa procedura risulta la meno indicata. Essendo questi motivi trattati in modo esauriente da Schweickert (1985), la discussione che segue sarà limitata a menzionare due dei più evidenti.

Il primo motivo è legato alla distribuzione della varianza quando l'unità logica di analisi è l'accuratezza nel portare a compimento un compito sperimentale. Le frequenze di risposte corrette (o, come nel caso presente, il numero di lettere riportate correttamente da T2) può variare al variare della condizione sperimentale. La conseguente disomogeneità della varianza nelle varie condizioni viola uno degli assunti principali in base ai quali l'analisi di tale parametro può essere applicata.

Il secondo motivo comporta una critica ancora più radicale nei confronti dell'utilizzo dell'analisi della varianza. Come verrà argomentato nel prossimo paragrafo, un'assunto ragionevole, nei termini delle teorie psicologiche più accreditate in questo settore, è quello per cui la proporzione di informazione estratta da una serie di eventi visivi possa essere trattata come una stima della probabilità associata al successo nel compito sperimentale che implica l'elaborazione di tale stimolazione. Nel caso in cui si voglia dimostrare l'indipendenza di componenti cognitive che hanno come esito tale stima di probabilità, è doveroso porre attenzione al fatto che la probabilità di eventi indipendenti è data dal prodotto delle probabilità associate al funzionamento corretto delle singole componenti cognitive. Questa osservazione è particolarmente importante se si pensa che l'applicazione di un'ANOVA sulle proporzioni medie di risposte corrette porta, invece, a fare inferenze sulla somma di tali termini, con ovvi effetti di confusione sul piano teorico. Per questi motivi, si è ritenuto opportuno passare ad altri tipi di modelli di analisi. La serie di passaggi riportati di seguito è finalizzata a fornire la motivazione della scelta di modelli log-lineari per l'analisi dei risultati del presente esperimento.

## MODELLO LOG-LINEARE

Per chiarezza espositiva, adotteremo le seguenti convenzioni terminologiche. In ogni prova dell'esperimento, i due stimoli critici, T1 e T2, sono stati rispettivamente associati a due compiti, Compito1 (riportare T1 se e solo se T1 è o 'H' o 'S') e Compito2 (riportare quante più lettere da T2). Ognuno dei due compiti ha generato una risposta, rispettivamente, R1 e R2. L'argomento formale che segue si concentrerà sull'analisi di R2, ovvero, la variabile dipendente che risulta critica per la dimostrazione dell'ipotesi di indipendenza dei due processi implicati nel riportare le lettere presentate in T2. Consideriamo il caso in cui R2 costituisca una stima della proporzione di lettere correttamente riportate da T2 dato un numero totale di lettere presentate in una delle condizioni sperimentali. Consideriamo inoltre l'opportunità di esprimere R2 in funzione del carico cognitivo richiesto dal Compito1 (c) e della durata dell'esposizione di T2 (s). In questo senso, l'ipotesi che il ritmo di estrazione dell'informazione da T2 sia indipendente dal carico attentivo coinvolto nell'esecuzione del Compito1 implica:

$$\frac{\Delta R2(s,c)}{\Delta(s)} = k(s)$$

(1)

dove k è una funzione che non dipende da c, ovvero, dal contributo della variazione del carico attentivo concomitante al Compito1. E' importante notare che la variabile R2(s,c) può essere agevolmente trattata come una stima della probabilità nel portare a termine correttamente il Compito2 (si veda Schweickert, 1985). Assunta tale caratteristica, l'equazione in (1) può essere risolta in:

$$R2(s,c) = k(s) * d(c).$$

(2)

L'equazione in (2) rende esplicito il fatto che R2(s,c) rappresenta una stima della probabilità congiunta di portare a termine, in modo indipendente, due distinti processi mentali, di cui uno risulta influenzato dalla variabile s e uno influenzato dalla variabile c. E' chiaro a questo punto che un effetto additivo delle due variabili su R2 può essere predetto sviluppando l'equazione in (2) in:

$$\log[R2(s,c)] = \log[k(s)] + \log[d(c)], \quad (3)$$

ovvero, con una notazione formalmente più appropriata,

$$\log[R2(s,c)] = \mu + \lambda_s + \lambda_c \quad (4)$$

dove:

$\mu$  = media dei logaritmi in tutte le celle del disegno sperimentale,

$\lambda_s$  = parametro associato all'effetto principale del fattore s,

$\lambda_c$  = parametro associato all'effetto principale del fattore c (Nota 1).

L'equazione in (4) rappresenta il modello log-lineare gerarchico (desaturato di  $\lambda_{sc}$ ), ovvero, del parametro relativo all'interazione tra i fattori s e c) in grado di predire le frequenze attese delle lettere correttamente riportate da T2 nelle singole celle della tabella bivariata generata dall'incrocio dei 5 livelli del fattore s (durata di esposizione di T2) con i 2 livelli del fattore c (carico cognitivo associato al Compito1). E' importante notare come, applicando il suggerimento di Schweikert (1985) riferito a situazioni sperimentali per le quali, come nel caso qui esaminato, sia noto il *numero totale* delle lettere presentate in ogni cella del disegno sperimentale, il modello in (4) possa essere arricchito in modo che la tabella bivariata a cui il modello si applica implementi somme marginali pari alla totalità delle lettere presentate nelle diverse condizioni sperimentali. Nella sostanza, tale suggerimento implica: a) l'abbandono della tabella bivariata sottesa alla generazione dell'equazione in (4) a favore di una tabella trivariata in cui ognuna delle 10 celle del disegno sperimentale bivariato sia ulteriormente suddivisa così da riportare tanto le frequenze delle lettere correttamente riportate quanto le frequenze delle lettere non riportate nella particolare condizione sperimentale; b) l'introduzione nel modello in (4) di un ulteriore fattore, h, che varia a 2 livelli: lettere riportate vs. lettere non riportate. L'equazione in 4 è quindi da risciversi in:

$$\log[R2(s,c)] = \mu + \lambda_{sh} + \lambda_{ch} . \quad (5)$$

dove:

$\mu$  = media dei logaritmi in tutte le celle del disegno sperimentale,

$\lambda_{sh}$  = parametro associato all'interazione tra fattore s e h,

$\lambda_{ch}$  = parametro associato all'interazione tra fattore c e h (Nota 2).

L'equazione in (5) rappresenta il modello log-lineare non gerarchico utilizzato per la stima delle frequenze attese nelle singole celle della summenzionata tabella trivariata. Il modello esprime l'ipotesi che la distribuzione delle risposte osservate nell'esperimento sia influenzata in modo indipendente dai fattori s e c, ognuno dei quali dovrebbe interagire indipendentemente con il fattore h. L'interazione tra i singoli fattori s o c e il fattore h è motivato dalla specularità con cui gli effetti di s o c si ipotizzano riflessi nella frequenza delle lettere correttamente riportate e nella frequenza delle lettere non riportate. Si è ritenuto opportuno esprimere i risultati del confronto tra le frequenze osservate e le frequenze attese stimate dal modello in (5) (si veda Bishop, Feinberg, e Holland, 1985) in termini di rapporto di verosimiglianza (si veda Cristante, 1993).

## Risultati

In Figura 2, la proporzione di lettere riportate correttamente da T2 è graficamente illustrata in funzione della durata dell'esposizione di T2, e del carico cognitivo associato a T1.

=====  
 Figura 2  
 =====

Gli effetti di entrambe le variabili manipolate sono risultati evidenti. Come si nota in Figura 2, il numero di lettere riportate correttamente è cresciuto di un fattore proporzionale alla durata dell'esposizione di T2. Inoltre, meno lettere sono state

riportate nella condizione sperimentale che prevedeva un maggior carico cognitivo associato all'informazione presentata in T1. Di maggior rilievo nel presente contesto è comunque la netta sovrapposizione tra le frequenze osservate e le frequenze stimate in base ad un modello log-lineare che prediceva effetti additivi delle due variabili considerate. L'analisi statistica conferma quanto riportato in Figura 2. Il valore del rapporto di verosimiglianza, associato a 8 gradi di libertà, è di 7.48 con un valore di probabilità di .49.

#### Commenti finali

Altrove (si veda Dell'Acqua, 1995; 1996) si era suggerito il principio per cui la scelta del metodo più appropriato tanto per generare la struttura di un esperimento quanto per l'analisi dei risultati ottenuti è strettamente vincolata al modello dell'architettura mentale in cui i processi mentali indagati si collocano. Nel caso preso in considerazione dal presente contributo, questo vincolo metateorico risulta lampante, nella misura in cui le equazioni che hanno portato al modello di analisi sono state sviluppate a partire dall'assunzione che la quantità di informazione codificata dal sistema visivo potesse riflettere una misura del corretto funzionamento dei singoli processi mentali implicati nel processo di codifica. Prima che algebricamente implementabile, questo assunto è psicologicamente ragionevole, ed è stato sollevato contro l'applicazione indiscriminata di modelli di analisi che, da questa puntualizzazione in poi, sono apparsi implausibili. Lo spazio, purtroppo, non è sufficiente per una discussione approfondita di quali possano essere le ulteriori conseguenze sul piano teorico del metodo sviluppato. Crediamo che il presente contributo apra quindi una prospettiva interessante sul panorama degli studi cognitivi, i quali, come si è visto, necessitano di un ripensamento centrato sull'appropriatezza degli strumenti metodologici che accompagnano le dimostrazioni sperimentali.

## BIBLIOGRAFIA

- Bishop, Y. M. M., Fienberg, S. E., & Holland, P. W. (1975). *Discrete multivariate analysis: Theory and practice*. Cambridge: The MIT Press.
- Coltheart, M. (1982). Visual information-processing. In P. C. Dodwell (Ed.), *New horizons in psychology* (pp. 63-85). Penguin: Harmondsworth, Middlesex, England.
- Cristante, F. (1993). *Variabili qualitative in psicologia: Metodi e modelli statistici*. Padova: Upsel Editore.
- Dell'Acqua, R. (1995). Alcune problematiche metodologiche legate allo studio di casi singoli in neuropsicologia cognitiva. *Giornale Italiano di Psicologia*, **22**, 517-543.
- Dell'Acqua, R. (1996). Neuropsicologia cognitiva e casi singoli: Alcune problematiche metodologiche. *TPM: Testing, Psicometria e Metodologia*, **3**, 209-225.
- Raymond, J. E., Shapiro, & Arnell, K. M. (1992). Temporary suppression of visual processing in an RSVP task: An attentional blink? *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, **18**, 849-860.
- Schweickert, R. (1985). Separable effects of factors on speed and accuracy: Memory scanning, lexical decision, and choice tasks. *Psychological Bulletin*, **97**, 530-546.

#### NOTA DELL'AUTORE

Un estratto della presente trattazione, intitolata *Spazio log-lineare e spazio cognitivo*, è stato premiato come 'Migliore contributo nel campo dei metodi e modelli di analisi in psicologia' (Premio dedicato ad Alberto Marzi), consegnato a R. D. in occasione del *Congresso Nazionale AIP - Sezione Psicologia Sperimentale* tenutosi a Firenze nel Settembre 1998.

## NOTE

Nota 1: L'eq. 3 esprime il fatto che, la stima della probabilità di portare a termine i due processi mentali influenzati dalle variabili  $s$  e  $c$  ( $R2(s,c)$ ) dipenda dalla combinazione dei due effetti che agiscono separatamente tra loro. Volendo esprimere il modello in maniera completa, dovremmo descriverlo in questo modo:

$$\log[R2(s,c)] = \mu + \lambda_s + \lambda_c + \lambda_{sc},$$

con cui si indica che la probabilità di portare a termine i due compiti dipende da un effetto generale ( $\mu$ ), dall'effetto del fattore  $s$  ( $\lambda_s$ ), dall'effetto del fattore  $c$  ( $\lambda_c$ ) e dall'effetto combinato dei due fattori ( $\lambda_{sc}$ ). Poiché nel modello ipotizzato quest'ultimo effetto è nullo (i due fattori si assumono indipendenti nell'influenzare la prestazione su T2), l'eq. 4 viene prodotta a seguito dell'eliminazione dell'apporto congiunto dei due fattori dall'equazione completa.

Nota 2: Si noti che l'eq. 5 esprime un modello diverso da quello espresso in eq. 4, in cui si ipotizza che la stima della probabilità di portare a termine i due processi mentali influenzati dalle variabili  $s$  e  $c$  ( $R2(s,c)$ ) dipenda da un ulteriore fattore  $h$  che interagisce con  $s$  e con  $c$ . Anche in questo caso (si veda la Nota 1), volendo specificare il modello completo, bisognerebbe scrivere:

$$\log[R2(s,c)] = \mu + \lambda_s + \lambda_c + \lambda_h + \lambda_{sh} + \lambda_{ch} + \lambda_{sc} + \lambda_{sch},$$

dalla cui desaturazione deriva l'eq. 5!.

## DIDASCALIE

Figura 1. Struttura temporale della stimolazione presentata in ogni singola prova dell'esperimento.

Figura 2. Risultati dell'esperimento. Le funzioni a linea continua rappresentano le frequenze osservate. Le funzioni a linea tratteggiata rappresentano le frequenze stimate in base al modello in (5).



