

Il Mini Personality Test: Un'applicazione della tecnica Multi-gruppo

RAFFAELE CIOFFI*

Introduzione

La versione italiana dell'*Adult Eysenck Personality Inventory* (AEPI) (Eysenk & Eysenck, 1990) è una speciale edizione del questionario di Eysenck specificamente tarato per la popolazione italiana. Tale inventario è composto da 69 item raggruppati in tre scale (o fattori) che corrispondono alle dimensioni centrali della teoria di personalità di Eysenck (Estroversione, Nevroticismo e Psicoticismo).

Gli item del test hanno un formato di risposta dicotomica (Sì / No). Il fattore dell'Estroversione si compone di 21 item, il Nevroticismo di 23 e lo Psicoticismo di 25. Le caratteristiche psicometriche dell'AEPI suggeriscono una uguale ed adeguata consistenza interna delle tre dimensioni: Estroversione ($\alpha = 0.84$ per i maschi, $\alpha = 0.81$ per le femmine), Nevroticismo ($\alpha = 0.82$ per i maschi, $\alpha = 0.81$ per le femmine), e Psicoticismo ($\alpha = 0.72$ per i maschi, $\alpha = 0.68$ per le femmine).

L'affidabilità al re-test, per le singole scale, è da considerarsi buona: Estroversione ($r = 0.82$), Nevroticismo ($r = 0.82$), e Psicoticismo ($r = 0.68$).

In Cioffi & Pastore (in corso di stampa) si propone di studiare una possibile riduzione del test ed introducendo un modo di risposta a cinque punti (scala Likert). Per determinare se la struttura dei fattori del test per le scale originarie fosse conforme con i risultati originali Cioffi & Pastore hanno condotto una serie di analisi fattoriali confermativa.

Con tale tecnica, è stato possibile individuare, a partire dal modello originale, una versione ridotta del test e confrontare tra loro i risultati ottenuti. In prima battuta, i tre fattori sono stati analizzati separatamen-

* Università di Chieti.

te (su di un primo gruppo di soggetti, campione sperimentale), in tre differenti modelli. Per ciascun item sono stati calcolati i valori delle saturazioni (λ) ed i valori delle rispettive varianze d'errore (θ_{δ}). Per l'eliminazione degli item sono stati utilizzati due criteri: un criterio statistico ed uno più strettamente clinico. Seguendo il primo criterio sono stati eliminati gli item con valori di saturazione più bassi, seguendo il secondo sono stati preservati gli item che avevano una semantica più coerente con la teoria del fattore considerato.

Alla fine del processo di selezione sono stati mantenuti 10 item per ciascun fattore: Estroversione (4, 8, 11, 13, 19, 25, 31, 40, 54, 66), Nevroticismo (3, 12, 15, 18, 27, 42, 48, 53, 56, 68), Psicoticismo (17, 20, 26, 34, 39, 50, 59, 61, 64, 67). Successivamente sono state testate le ipotesi strutturali della teoria di Eysenck sia sulla versione integrale a 69 item sia quella con gli item ridotti a 30 (per entrambe le soluzioni sono state considerate sia l'ortogonalità sia la correlazione tra i fattori). Gli indici di bontà del modello pretendono leggermente per la versione ridotta del test a fattori correlati.

Le ipotesi sulla versione ridotta del test sono state ri-testate sul secondo gruppo di soggetti (gruppo di controllo) ottenendo risultati molto simili a quelli ottenuti sul primo gruppo. Successivamente sono state calcolate le correlazioni fra i fattori sia per il test originale sia per la versione ridotta e, tramite il test z di Fisher, si sono comparati i coefficienti di correlazione ottenuti nelle due versioni. Da tali analisi è risultato che non vi sono differenze significative fra le due matrici, ipotizzando che i rapporti fra i fattori rimangano invariati nel passare dalla versione integrale a quella ridotta.

In Eysenck & Eysenck (1990) si presuppone l'inesistenza di differenza di genere nelle scale dell'Eysenck Personality Inventory. Tale caratteristica è motivata dal fatto che un tratto di personalità di un soggetto (ad esempio estroversione, nevroticismo, psicoticismo) è un costrutto puro, privo di "orientamento sessuale".

L'orientamento sessuale stesso, è una predisposizione del soggetto (biologicamente determinata ed incentivata dal vissuto) che prescinde dalle caratteristiche del soggetto stesso. Per questo motivo, gli autori del test non forniscono norme suddivise per sesso ma soltanto per età, costruendo una versione junior e adult differenti per tipologia di item ma

non per struttura. Il presente lavoro si propone di verificare la stabilità della struttura fattoriale del test ridotto dell'AEPI (Cioffi, Pastore, in corso di stampa) in rapporto alla variabile genere tramite un'analisi multi gruppo.

Campione

Il test è stato somministrato ad un gruppo di 1036 (492 Maschi con età M: 22,4 D.S.: 1,4 e 544 Femmine con età M.: 21,9 D.S.: 1,3) soggetti iscritti a due Corsi di Laurea in Psicologia (Università degli Studi di Urbino e di Firenze).

I soggetti, tutti volontari, hanno completato il questionario in piccoli gruppi supervisionati da un testista precedentemente formato. Al fine di condurre le analisi, con selezione casuale, l'intero campione è stato poi ridotto a 600 soggetti: 300 maschi e 300 femmine.

Metodi

La tecnica di “*Multi-sample analysis*” si propone di confrontare tra loro dei modelli di equazioni strutturali applicati a diversi campioni che possono differenziarsi per determinate caratteristiche (ad esempio sesso, età, differente trattamento sperimentale ecc.).

L'idea di base è che la stima simultanea di una serie di parametri consenta di testare una serie di ipotesi sull'omogeneità dei gruppi. Considerato un insieme di G gruppi, si assume che il modello LISREL, espresso dalle tre equazioni

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

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

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

sia lo stesso per ciascun gruppo considerato. Per ciascuno dei G gruppi saranno definite le otto matrici di parametri: $\Lambda_x^{(g)}$, $\Lambda_y^{(g)}$, $B^{(g)}$, $\Gamma^{(g)}$, $\Phi^{(g)}$, $\Psi^{(g)}$, $\Theta_\varepsilon^{(g)}$, $\Theta_\delta^{(g)}$ in cui g indica il generico gruppo, con $g = 1, 2, \dots, G$. Le ipotesi

imposte al modello riguarderanno i vari parametri delle matrici sottoposti a determinati vincoli. A partire dall'ipotesi più generale, l'invarianza delle strutture di covarianza tra le variabili osservate, si passa in successione alla definizione di vincoli sempre più restrittivi circa l'uguaglianza delle matrici di parametri. Le ipotesi dipendono dagli obiettivi della ricerca e dal tipo di modello utilizzato ma, in generale seguono un percorso definito che può riassumersi in tre punti:

- 1) confronto tra le strutture fattoriali, in particolare tra i valori delle matrici Λ ;
- 2) confronto tra le varianze e covarianze dei fattori, cioè tra le matrici Φ ;
- 3) confronto tra i coefficienti di regressione (matrici B e Γ). Altri confronti possono comprendere le varianze d'errore (Θ_e , Θ_s , Ψ).

Risultati

Il modello di riferimento è riportato in figura 1. Si tratta, come si può vedere di un modello a tre fattori, ciascuno dei quali composto da 10 item.

Come prima analisi, abbiamo valutato l'adattamento dei dati al modello separatamente nei due gruppi ottenendo gli indici riportati in tabella 1:

| | n | | gl | p | GFI | AGFI | CFI | NNFI | RMSEA |
|---------|-----|---------|-----|--------|------|------|------|------|-------|
| Maschi | 300 | 893.636 | 402 | < .001 | .822 | .795 | .758 | .739 | .069 |
| Femmine | 300 | 881.070 | 402 | < .001 | .832 | .805 | .726 | .704 | .065 |

Tabella 1: indici di adattamento al modello riportato in figura 1

Gli indici considerati sono i seguenti: *Goodness of Fit Index* (GFI; Jöreskog & Sörbom, 1984), *Adjusted Goodness of Fit Index* (AGFI; Jöreskog & Sörbom, 1984; Tanaka & Huba, 1985), *Comparative Fit Index* (CFI; Bentler, 1989, 1990), *Nonnormed Fit Index* (NNFI; Tucker & Lewis, 1973; Bentler & Bonnett, 1980), *Root-Mean-Square Error of Approximation* (RMSEA; Steiger & Lind, 1980, Steiger, 1989). GFI, AGFI, CFI e NNFI sono indici che variano tra 0 e 1, ed esprimono un adattamento tanto migliore quanto più si avvicinano ad 1. RMSEA

invece indica un buon adattamento quando risulta inferiore a .06 (Hu & Bentler, 1999).

Relativamente al confronto tra gruppi abbiamo considerato in sequenza una serie di ipotesi sempre più restrittive (Jöreskog, 1971) a partire dal confronto tra le matrici di covarianza. Tale ipotesi può essere espressa come segue:

$$H_0: \hat{O}_m = \hat{O}_f \quad (0)$$

indicando con le matrici di covarianza tra le variabili rispettivamente nelle popolazioni di maschi e di femmine. Il risultato di tale confronto è riportato in tabella 2 (ipotesi 0).

Da tale risultato emerge che la differenza tra le matrici di covarianza è statisticamente significativa ($p < .001$). Ricordiamo che tale risultato è una condizione necessaria per continuare nelle ipotesi successive, se le matrici non fossero diverse infatti, non avrebbe senso cercare diversità tra i gruppi (Jöreskog, 1971; Byrne, 1998).

La seconda ipotesi (Tabella 2, ipotesi I) rappresenta il confronto tra le strutture fattoriali dei due gruppi.

Anche in questo caso il risultato è statisticamente significativo ($p < .001$) e questo implica che la struttura da noi ipotizzata presenta delle differenze nei due gruppi considerati.

| Ipotesi | | gl | p | CFI | NNFI | RMSEA |
|----------|----------|-----|--------|------|------|-------|
| 0 | 592.194 | 465 | < .001 | .966 | .937 | .025 |
| I | 1774.707 | 804 | < .001 | .744 | .722 | .067 |

Tabella 2: test sui confronti maschi-femmine (test ridotto)

A fronte di questo risultato discende essere inutile il proseguire con ipotesi più restrittive, e piuttosto abbiamo cercato di indagare dove potesse essere identificata questa differenza strutturale.

Per fare ciò abbiamo replicato lo schema dei confronti tenendo in considerazione un singolo fattore per volta. Come prima analisi, ancora una volta, abbiamo valutato l'adattamento dei dati al modello separatamente nei singoli fattori rispetto alla variabile genere ottenendo gli indici riportati in tabella 3:

| Fattore (Estroversione) | | | | | | | | | |
|---------------------------------|-----|----------|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | n | χ^2 | df | p | GFI | AGFI | CFI | NNFI | RMSEA |
| maschi | 300 | 100,598 | 35 | 0,000 | 0,934 | 0,897 | 0,896 | 0,866 | 0,082 |
| femmine | 300 | 103,124 | 35 | 0,000 | 0,936 | 0,900 | 0,907 | 0,881 | 0,080 |
| Fattore 2 (Nevroticismo) | | | | | | | | | |
| | n | χ^2 | df | p | GFI | AGFI | CFI | NNFI | RMSEA |
| maschi | 300 | 97,928 | 35 | 0,000 | 0,938 | 0,902 | 0,801 | 0,744 | 0,078 |
| femmine | 300 | 80,039 | 35 | 0,000 | 0,951 | 0,922 | 0,877 | 0,842 | 0,064 |
| Fattore 3 (Psicoticismo) | | | | | | | | | |
| | n | χ^2 | df | p | GFI | AGFI | CFI | NNFI | RMSEA |
| maschi | 300 | 87,318 | 35 | 0,000 | 0,941 | 0,908 | 0,926 | 0,904 | 0,074 |
| femmine | 300 | 90,289 | 35 | 0,000 | 0,943 | 0,911 | 0,810 | 0,756 | 0,072 |

Tabella 3: indici di adattamento di ogni Fattore (rispetto alla variabile genere)

In tabella 4 abbiamo riportato gli esiti delle analisi dei confronti fra gruppi (per fattore).

| | ipotesi | c ² | gl | p | CFI | NNFI | RMSEA |
|-------------------------------|---------|----------------|----|-------|------|------|-------|
| F1 (Estroversione) | 0 | 56.172 | 55 | .431 | .999 | .999 | .005 |
| F2 (Nevroticismo) | 0 | 75.631 | 55 | <.05 | .970 | .951 | .034 |
| | I | 177.967 | 70 | <.001 | .842 | .797 | .071 |
| F3 (Psicoticismo) | 0 | 101.133 | 55 | <.001 | .954 | .924 | .050 |
| | I | 177.607 | 70 | <.001 | .892 | .861 | .073 |

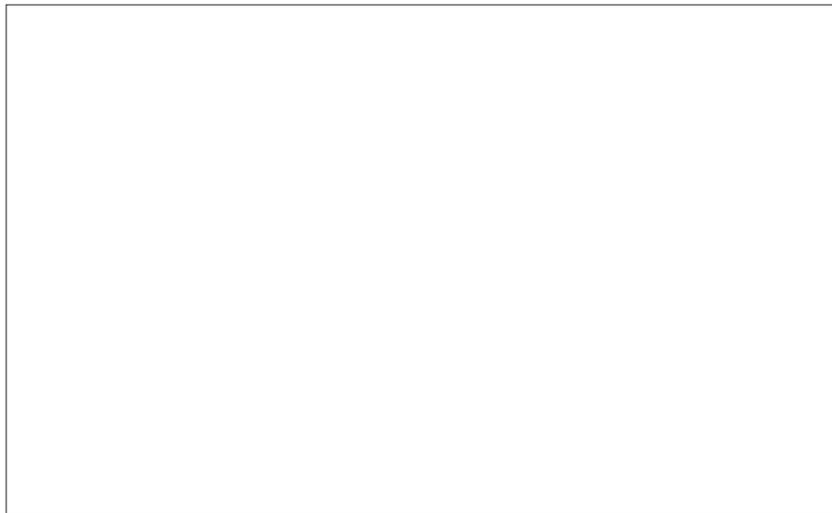
Tabella 4: test sui confronti maschi-femmine per ciascun fattore separatamente

Il primo aspetto interessante è che, nel primo fattore (Estroversione) risulta non significativo il confronto tra le matrici di covarianza, di conseguenza appare evidente che tale fattore è identico nei due gruppi. Negli altri due fattori lo stesso test dà un risultato significativo ma con valori diversi di Chi-quadrato.

Da questo primo confronto, sembrerebbe esserci una maggiore diversità tra i gruppi nel terzo fattore –Psicoticismo– (Chi-quadrato = 101.133) rispetto al secondo –Nevroticismo– (Chi-quadrato = 75.631).

Nel confronto tra le strutture (Ipotesi I) emerge invece una situazione simile che depone a favore di una sostanziale differenza nelle strutture in entrambi i fattori. Abbiamo messo a confronto le soluzioni fattoriali completamente standardizzate e a metrica comune di maschi e femmine per i fattori 2 e 3. Nelle figure 2 e 3 sono rappresentati, item per item, i valori dei parametri stimati nei due gruppi.





Per analizzare più in dettaglio queste differenze abbiamo calcolato i punteggi fattoriali dei soggetti. Tali punteggi sono stati calcolati utilizzando la matrice dei “*Factor Score Regressions*”, che chiameremo, con la

$$\mathbf{F} = \mathbf{D} \div \mathbf{FS}$$

in cui è la **D** matrice dei punteggi grezzi e **F** la matrice che si ottiene dei punteggi fattoriali. Su questi punteggi abbiamo eseguito un’Analisi della varianza per valutare le differenze tra maschi e femmine nei fattori, in tabella 6 abbiamo riportato le medie ottenute nei due fattori per ciascun gruppo.

| | F2 | | F3 | | N |
|---------|-----------|-------|-----------|-------|-----|
| | media | d.s. | media | d.s. | |
| femmine | 3.393 | 0.862 | 6.519 | 0.836 | 300 |
| maschi | 3.537 | 0.840 | 5.214 | 0.917 | 300 |
| Totale | 3.465 | 0.854 | 5.866 | 1.093 | 600 |

Tabella 6: medie dei punteggi fattoriali

La differenza tra maschi e femmine è risultata significativa sia nel fattore 2 ($F_{(1,598)} = 4.29, p < .05$) che nel fattore 3 ($F_{(1,598)} = 331.62, p < .001$). Per valutare anche la dimensione degli effetti abbiamo calcolato i valori di Eta-quadrato: .007 per il primo e .357 per il secondo fattore

Conclusioni

Dalle analisi ora condotte si evince una sostanziale omogeneità degli item del fattore 1 (Estroversione) rispetto alla variabile genere.

Non è così per i fattori 2 (Nevroticismo) e 3 (Psicoticismo).

Va precisato che: sia le analisi visive (figure 2 e 3), sia le differenze fra le stime (tabella 4), sia l'analisi della varianza (tabella 5), suggeriscono che la differenza per genere risulta maggiormente marcata nello Psicoticismo che nel Nevroticismo.

Nel Nevroticismo gli item che maggiormente differiscono fra di loro sono:

15 “i miei sentimenti sono facilmente feriti” = in cui le femmine risultano essere maggiormente suscettibili rispetto ai maschi,

53 “qualche volta ho desiderato di morire” = in cui i maschi invece, risultano essere maggiormente suscettibili rispetto alle femmine.

Nello Psicoticismo gli item che maggiormente differiscono fra loro vedono sempre i maschi più propensi a tale atteggiamento rispetto alle femmine, ossia:

17 “prenderei anche droghe che possono avere effetti strani”,

20 “mi piace fare del male alle persone che amo”,

26 “mi piacciono scherzi materiali che possono anche far del male”,

34 “penso che il matrimonio sia un'usanza antiquata e che vada eliminato”,

39 “per me ogni cosa ha lo stesso sapore”,

50 “vi sono molte persone che cercano di evitarmi”,

67 “la gente mi racconta un sacco di bugie”.

Nel Nevroticismo, quindi, la differenza rispetto alla variabile genere è molto meno marcata rispetto allo Psicoticismo ed, inoltre, risulta essere più eterogenea.

Nello Psicoticismo, infatti, sembra che punteggi alti siano da attribuire generalmente al sesso maschile.

Gli uomini sarebbero più propensi ad azioni “aggressive” (item 20 e 26: fare del male agli altri), “rischiose” (item 17: assunzione di droghe) a causa di un forte rischio di “appiattimento delle emozioni” (item 39: le cose hanno lo stesso sapore). Gli uomini, infine, sono più “anticonformisti” (item 34: opinioni sul matrimonio) e maggiormente “diffidenti nei confronti del prossimo” (item 50 e 67: sospettosità nei rapporti sociali).

Nel Nevroticismo, invece, mentre le donne sono maggiormente “suscettabili da un punto di vista affettivo” (item 15: sentimenti facilmente feriti), gli uomini sembrano più propensi a “soluzioni catastrofiche ed auto-punitive” (item 53: desiderio di morire).

Tali differenze consentono di ipotizzare un’attribuzione di punteggio al test ponderato rispetto alla variabile genere sia per quanto concerne i fattori (Nevroticismo e Psicoticismo) sia per quanto riguarda i singoli item ora riportati.

Questo risultato non è in linea con la teoria di Eysenck la quale, come si è accennato nell’introduzione, ipotizza un’omogeneità delle strutture per quanto concerne la variabile genere.

A nostro avviso, tale differenza potrebbe essere dovuta a due motivazioni:

- 1) i due test non hanno uno stesso numero di item (69 la versione originale e 30 quella ridotta), nella riduzione del questionario è ipotizzabile che siano stati conservati quegli item con una media diversa di risposte fra maschi e femmine,
- 2) la versione originale del test ha una modalità dicotomica di risposta (a differenza della versione ridotta che possiede una scala Likert); ciò ha avrebbe consentito una maggiore graduazione delle risposte (e quindi una più ampia differenziazione delle stesse).

Riassunto

Il Mini Personality Test: Un’applicazione della tecnica Multi-gruppo

Nel presente lavoro abbiamo analizzato le proprietà psicometriche di una possibile versione ridotta dell’adattamento italiano dell’Adult Personality Inventory (Eysenck & Eysenck, 1990; Cioffi & Pastore, in stampa). I soggetti devono rispondere a 30 domande suddivise in 3 fat-

tori (Estroversione, Nevroticismo, Psicoticismo). Abbiamo somministrato il test a 1036 soggetti universitari (Urbino e Firenze). Facendo riferimento al metodo delle equazioni strutturali, abbiamo studiato la dimensionalità del questionario usando un'analisi fattoriale confermativa e, successivamente, abbiamo studiato le dimensioni nella variabile genere (maschi / femmine) usando una Analisi Multi-Gruppo. I risultati mostrano una significativa differenza del genere rispetto a due dimensioni (Nevroticismo e Psicoticismo).

Abstract

Mini Personality Test: An application of Multi-Sample Analysis

In the present paper we analyze the psychometric properties of a possible Italian Adult Eysenck Personality Inventory reduction form (Eysenck & Eysenck, 1990; Cioffi & Pastore, printing). Subjects answer 30 questions subdivided in three factors (i.e.: Extroversion, Nevroticismo, Psychoticism). We administered the questionnaire to 1036 students (University of Florence and Urbino). According to structural equations modeling, we studied the dimensionality of the questionnaire using confirmatory factor analysis and, later on, we studied differences in gender using Multi-sample analysis. Results show significant differences in gender for two dimensions (Nevroticismo and Psychoticism).

Bibliografia

- Bentler, P.M. (1989), *EQS structural equations program manual*, Los Angeles, BMDP Statistical Software.
- Bentler, P.M. (1990), "Comparative fit indexes in structural models", *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler P.M. e Bonett D.G. (1980), "Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures", *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606.
- Byrne, B.M. (1998), *Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic Concepts, Applications, and Programming*, Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Mahwah, N.J.
- Cioffi R. e Pastore M. (in corso di stampa), "Ipotesi di una versione ridotta di un Test di Personalità per l'assessment clinico", *Medicina Psicosomatica*.
- Eysenck H.Y. e Eysenck S.B.G. (1990), *Eysenck Personality Inventory (Adulti e Junior)*, OS, Firenze.
- Jöreskog, K.G. (1971), "Simultaneous factor analysis in several populations", *Psychometrika*, vol. 36, no. 4, pp. 409-426.
- Jöreskog, K.G. e Sörbom D. (1984), *LISREL VI user's guide* (3rd ed.), Mooresville, IN, Scientific Software.
- Steiger, J.H. (1989), *EzPATH: A supplementary module for SYSTAT and SYGRAPH*, Evanston, IL, SYSTAT.
- Steiger, J.H., Lind, J.C. (1980, May), *Statistically based tests for the number of common factors*, Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- Tanaka, J.S., Huba, G.J. (1985), "A fit index for covariance structural models under arbitrary GLS estimation", *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 42, 233-239.
- Tucker, L.R. e Lewis C. (1973), "A Reliability Coefficient for Maximum Likelihood Factor Analysis", *Psychometrika*, 38, 1-10.