

SOLUZIONI

ESAME DI PSICOMETRIA - 11 dicembre 2004 - ore 10.30

Scienze e Tecniche: R1-R5, A1-A4, T1-T3.

VO e SC (solo terza parte): A2, A5, A6 e T1-T3.

VO e SC (completo): R1-R5, A1-A6, T1-T3.

La barra nera sulla sinistra, indica le mie spiegazioni, per aiutarvi a capire.

REGRESSIONE E MODELLO CAUSALE

Considera il seguente programma Lisrel

```
DA NI=6 NO=105 MA=KM
KM
1,00
0,12 1,00
0,15 0,22 1,00
0,51 0,06 0,08 1,00
0,10 0,46 0,44 0,15 1,00
0,93 0,80 0,36 0,33 0,72 1,00
LA; A B C D E F
SE; D E F A B C
MO NX=3 NY=3 GA=FU,FI BE=FU,FI
FR GA 2,2 GA 1,1 GA 3,2 GA 2,3
FR BE 3,1 BE 3,2
PD
OU
```

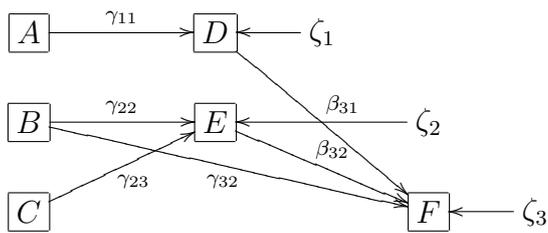
R1. (4 punti) Disegna il modello causale, a cui il programma si riferisce, indicando tutti i legami in notazione Lisrel (non il valore dei parametri);

Dal MOdel vediamo che si tratta di un modello per sole variabili osservate. Per rispondere dobbiamo ricostruire i legami GA(3x3) e BE(3x3), quindi costruiamo le due matrici:

$$GA = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ 0 & \gamma_{32} & 0 \end{bmatrix} \quad BE = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 0 \end{bmatrix}$$

Il comando SElect ci dice che le endogene sono $D = \eta_1$, $E = \eta_2$, $F = \eta_3$, mentre le X corrispondono a $A = \xi_1$, $B = \xi_2$, $C = \xi_3$.

A questo punto dire che: A spiega D, B spiega E ed F, C spiega E, F è spiegata da D ed E. Possiamo disegnare il grafico.



R2. (3 punti) Scrivi le equazioni di regressione delle variabili endogene, usando le etichette date e la notazione Lisrel per i parametri;

$$\begin{aligned} D &= \gamma_{11}A + \zeta_1 \\ E &= \gamma_{22}B + \gamma_{32}C + \zeta_2 \\ F &= \gamma_{23}B + \beta_{31}D + \beta_{32}E + \zeta_3 \end{aligned}$$

R3. (1 punto) Calcola il parametro di regressione standardizzata della prima endogena;

$$\gamma_{11} = r_{AD} = .51$$

R4. (3 punti) Calcola i parametri di regressione standardizzata di η_2 ;

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} r_{BB} & r_{BC} \\ r_{BC} & r_{CC} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} r_{BE} \\ r_{CE} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 & .22 \\ .22 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} .46 \\ .44 \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - .22^2} \begin{bmatrix} 1 & -.22 \\ -.22 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} .46 \\ .44 \end{bmatrix} = \\ &= \frac{1}{.952} \begin{bmatrix} .46 + (-.22) \times .44 \\ -.22 \times .46 + .44 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .363 \\ .952 \\ .339 \\ .952 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .381 \\ .356 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

R5. (2 punti) Sulla base dei parametri che hai calcolato, riproduci la correlazione fra B e E.

Per riprodurre una correlazione devo sommare tutti i percorsi causali che significa i diretti, gli indiretti e gli spuri. Fra B ed E c'è un legame diretto; mentre un legame indiretto passa tramite la correlazione fra B e C e il legame fra C ed E.

$$r_{BE} = \gamma_{22} + \phi_{32}\gamma_{23} = .381 + .22 \times .356 = .459$$

AF o SEM

In una ricerca, è stata utilizzata la Scala per il disimpegno morale di Bandura, tradotta in italiano. La SDM è composta da 24 item suddivisi in 8 fattori, con punteggio 1-3. La somministrazione italiana è stata fatta con 183 studenti minorenni di Scuola Superiore e con 50 minorenni di un Istituto minorile.

A partire dai dati grezzi sono state generate 2 matrici di var/cov: SDM-norm.cov (tutte le scale per il campione "Studenti"), SDM-min.cov (tutte le scale per il campione dell'Istituto minorile).

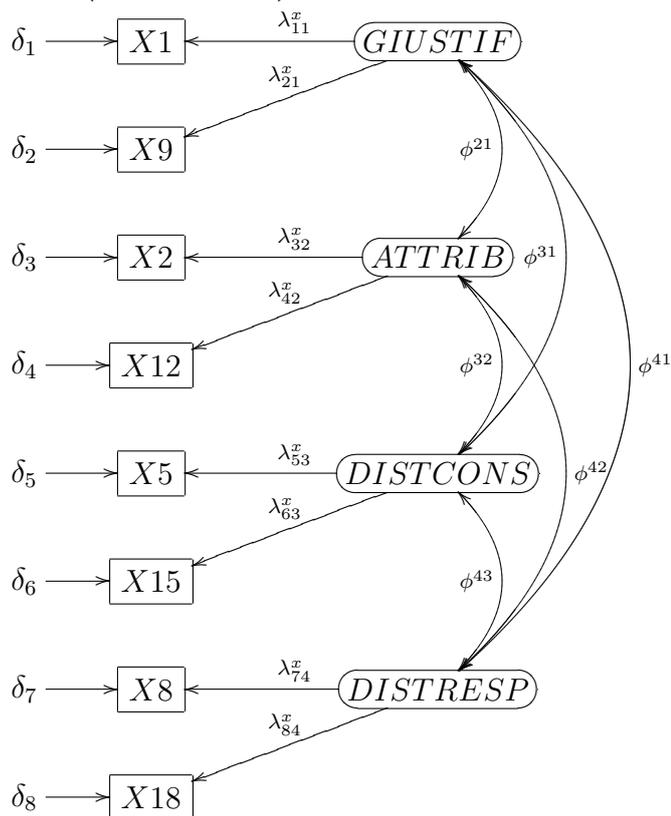
(per tutti)

In una prima fase della ricerca si vuole verificare se alcuni dei fattori ipotizzati da Bandura sono validi anche per il campione italiano normale (Studenti), in particolare, se è accettabile il modello che ipotizza: gli item 1 e 9 misurano il fattore di giustificazione morale (GIUSTIF); gli item 2 e 12 il fattore di attribuzione di colpa (ATTRIB); gli item 5 e 15 il fattore di distorsione delle conseguenze (DISTCONS); gli item 8 e 18 il fattore di dislocamento della responsabilità (DISTRESP).

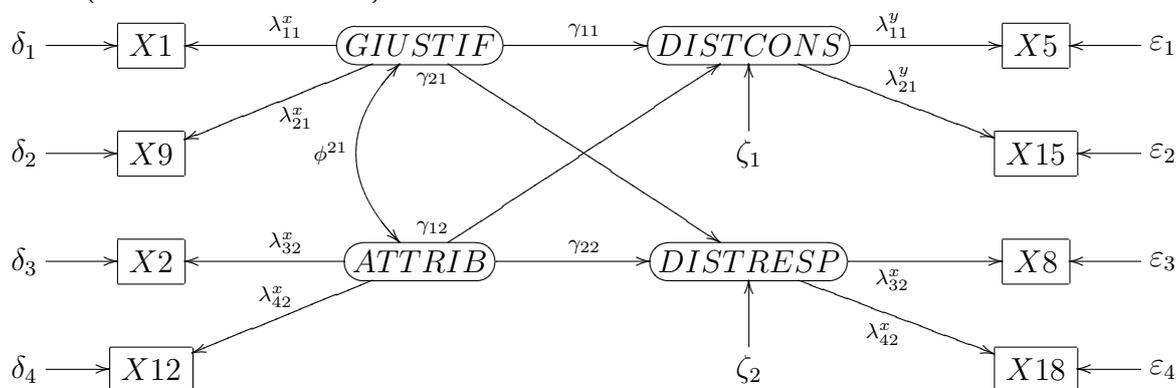
(per SC e VO) Inoltre vogliamo vedere se GIUSTIF e ATTRIB spiegano gli altri fattori.

A1. (4 punti) Disegna il modello causale, indicando tutti i legami in notazione Lisrel;

(modello ST)



(modello SC e VO)



A2. (6 punti) Scrivi il programma Lisrel per la verifica/analisi del modello;

(modello ST)

Si tratta di un'analisi fattoriale. Dal momento che non vengono chiesti i punteggi fattoriali o non si chiede esplicitamente di parametrizzare sulle osservate, utilizziamo la parametrizzazione sulle varianze delle latenti. Non essendoci ipotesi specifiche sull'ortogonalità dei fattori, ipotizziamo tutte le correlazioni possibili. Le etichette delle osservate sono opzionali, mentre sono obbligate quelle delle latenti.

```
DA NI=24 NO=183 MA=KM
CM FI=SDM-norm.cov
LA; I1 I2 I3 I4 I5 I6 I7 I8 I9 I10 I11 I12 I13 I14 I15
I16 I17 I18 I19 I20 I21 I22 I23 I24
SE; 1 9 2 12 5 15 8 18 /
MO NX=8 NK=4 LX=FU,FI PH=SY,FR TD=DI,FR
FR LX 1,1 LX 2,1 LX 3,2 LX 4,2 LX 5,3 LX 6,3 LX 7,4 LX 8,4
FI PH 1,1 PH 2,2 PH 3,3 PH 4,4
VA 1.0 PH 1,1 PH 2,2 PH 3,3 PH 4,4
lk; GIUSTIF ATTRIB DISTCONS DISTRESP
PD; OU
```

oppure anche semplicemente PH=ST senza le righe 8 e 9.

(modello SC e VO)

Si tratta di un modello strutturale completo. La parametrizzazione dev'essere effettuata sulle osservate. Le etichette delle osservate sono opzionali, mentre sono obbligate quelle delle latenti.

```
DA NI=24 NO=183 MA=CM
CM FI=SDM-norm.cov
LA; I1 I2 I3 I4 I5 I6 I7 I8 I9 I10 I11 I12 I13 I14 I15
I16 I17 I18 I19 I20 I21 I22 I23 I24
SE; 5 15 8 18 1 9 2 12 /
MO NX=4 NY=4 NK=2 NE=2 LX=FU,FI LY=FU,FI PH=SY,FR PS=DI,FR TD=DI,FR TE=DI,FR c
GA=FU,FR BE=ZE
FR LX 2,1 LX 4,2 LY 2,1 LY 4,2
VA 1.0 LX 1,1 LX 3,2 LY 1,1 LY 3,2
LK; GIUSTIF ATTRIB
LE; DISTCONS DISTRESP
PD; OU
```

A3. (2 punti) Considerando che il χ^2 del modello è 183.65, calcola AIC;

(modello ST)

q è composto da 8 δ , 8 λ , 6 ϕ

$$AIC = \chi^2 + 2q = 183.65 + 2 \times 22 = 227.65$$

(modello SC e VO)

■ q è composto da 4 δ , 4 ε , 4 γ , 4 λ (2 X e 2 Y), 3 ϕ , 2 ψ

$$AIC = \chi^2 + 2q = 183.65 + 2 \times 21 = 225.65$$

A4. (1 punti) Calcola CAIC (ln 183=5.21).

(modello ST)

$$CAIC = \chi^2 + (1 + \ln N)q = 183.65 + (1 + 5.21) \times 22 = 320.27$$

(modello SC e VO)

$$CAIC = \chi^2 + (1 + \ln N)q = 183.65 + (1 + 5.21) \times 21 = 314.06$$

A5. (4 punti) In un secondo momento, si vuole vedere se la struttura fattoriale (LX) del campione italiano degli studenti è uguale a quella dei minori istituzionalizzati. Scrivi le modifiche che faresti al programma Lisrel del punto A2, per verificare questa uguaglianza. (Scrivi le singole istruzioni Lisrel che modifichereesti o aggiungereesti e perché!)

Si tratta di un programma multisample. Per questo motivo, in fondo all'istruzione DA del primo programma bisogna aggiungere NG=2 perché due sono i campioni da confrontare. In fondo al programma precedente aggiungiamo il seguente pezzo di programma:

```
DA NO=50
CM FI=SDM-min.cov
MO LX=IN LY=IN
PD; OU
```

A6. (2 punti) Indica tutti i percorsi diretti e indiretti fra GIUSTIF e DISTCONS.

γ_{11} (diretto), $\phi_{21}\gamma_{12}$ (indiretto)

Teoria

T1. (2 punti) Perché in un'analisi fattoriale confermativa congenerica, λ^2 è anche R^2 ? (max 5 righe)

In un'analisi fattoriale confermativa congenerica, ogni osservata è influenzata da un solo fattore, per cui l'equazione corrispondente è $x = \lambda^x \xi + \delta$. Essendo una regressione lineare semplice, λ^x equivale alla correlazione fra x e ξ , quindi il suo quadrato è anche l' R^2 .

T2. **(2 punti)** Perché in una regressione lineare multipla in cui le indipendenti sono fra di loro non correlate, $R^2 = \sum r_{yi}^2$? (max 8 righe)

In una regressione lineare multipla, i parametri standardizzati delle variabili indipendenti che non correlano con nessuna delle altre indipendenti, coincidono con la correlazione fra la variabile indipendente e la dipendente ($b^* = r$). Per cui se tutte le indipendenti sono non correlate fra di loro, la formula $R^2 = \sum b_{yi}^* r_{yi}$ diventa $R^2 = \sum r_{yi} r_{yi} = \sum r_{yi}^2$.

T3. **(2 punti)** Perché in una analisi fattoriale ortogonale $u^2 = 1 - h^2$? (max 8 righe)

L'unicità è la parte di varianza di un item non spiegata dai fattori comuni, mentre la comunaltà è la parte di varianza spiegata dai fattori comuni. Poiché la varianza di un item all'interno di un'AF è pari a 1, l'unicità è uguale alla differenza fra 1 e la comunaltà.