

# **Analisi Multilivello con *Mplus***

**Seminario 5 – 6 Giugno 2016**

**Valerio Ghezzi**

Dipartimento di Psicologia

Sapienza – Università di Roma

- **THREE-Level CFA;**
- **Il FIT nella THREE-Level CFA;**
- **Attendibilità nella CFA multilivello;**
- **Multilevel FULL SEM.**

# TREE-Level CFA

# THREE-Level CFA

Sfortunatamente, *Mplus* non prevede la possibilità di condurre una EFA su tre livelli. Le strategie per ovviare a questo problema potrebbero essere: 1) Seguire un approccio two-step considerando due livelli per volta; 2) Condurre una *EFA within CFA* su tre livelli;

La THREE-Level CFA si applica a modelli fattoriali che prevedono 3 livelli di nestedness. Il cambiamento più rilevante rispetto alla CFA su due livelli è che i punteggi latenti a livello between nel modello a due livelli ( $\eta_{Bj}$ ) diventano “random” al livello sovraordinato o “between between” ( $\eta_{Bkj}$ );

**Il punto di partenza, in questo caso, sono tre matrici di var/cova: WITHIN, BETWEEN e BETWEEN BETWEEN.**

# Decomposizione della variabilità degli item (3LEV)

Prendendo l'esempio dello scorso seminario, considerando solo la scala di JOB CONTROL:

USEVAR ARE

d2\_co

d10\_co

d15\_co

d19\_co

d25\_co

d30\_co;

CLUSTER = **ID\_ORG ID\_GROUP;**

MISSING ARE ALL (-99);

**ANALYSIS: TYPE = THREELEVEL basic;**

ESTIMATOR = MLR;

# Decomposizione della variabilità degli item (3LEV)

**Average cluster size for ID\_GROUP level      18.693**

**Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables for ID\_GROUP level**

Intraclass		Intraclass		Intraclass	
Variable	Correlation	Variable	Correlation	Variable	Correlation
D2_CO	0.175	D10_CO	0.083	D15_CO	0.107
D19_CO	0.124	D25_CO	0.083	D30_CO	0.130

**Average cluster size for ID\_ORG level      85.220**

**Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables for ID\_ORG level**

Intraclass		Intraclass		Intraclass	
Variable	Correlation	Variable	Correlation	Variable	Correlation
D2_CO	0.182	D10_CO	0.074	D15_CO	0.087
D19_CO	0.092	D25_CO	0.076	D30_CO	0.127

# THREE-Level CFA Model

CLUSTER = ID\_ORG ID\_GROUP;

MISSING ARE ALL (-99);

**ANALYSIS:** TYPE = THREELEVEL;  
ESTIMATOR = MLR;

**MODEL:**

**%WITHIN%**

W\_CONTR BY d2\_co\*

d10\_cO

d15\_co

d19\_co

d25\_co

d30\_co;

W\_CONTR@1;

**%BETWEEN ID\_GROUP%**

B\_CONTR BY d2\_co\*

d10\_cO

d15\_co

d19\_co

d25\_co

d30\_co;

B\_CONTR@1;

**%BETWEEN ID\_ORG%**

BB\_CONTR BY d2\_co\*

d10\_cO

d15\_co

d19\_co

d25\_co

d30\_co;

bB\_CONTR@1;

# THREE-Level CFA – TECH1 (Within)

LAMBDA  
W\_CONTR      B\_CONTR      BB\_CONTR

	<u>W_CONTR</u>	<u>B_CONTR</u>	<u>BB_CONTR</u>
D2_CO	1	0	0
D10_CO	2	0	0
D15_CO	3	0	0
D19_CO	4	0	0
D25_CO	5	0	0
D30_CO	6	0	0

PSI

	<u>W_CONTR</u>	<u>B_CONTR</u>	<u>BB_CONTR</u>
W_CONTR	0		
B_CONTR	0	0	
BB_CONTR	0	0	0

THETA  
D2\_CO      D10\_CO      D15\_CO      D19\_CO      D25\_CO

	<u>D2_CO</u>	<u>D10_CO</u>	<u>D15_CO</u>	<u>D19_CO</u>	<u>D25_CO</u>
D2_CO	7				
D10_CO	0	8			
D15_CO	0	0	9		
D19_CO	0	0	0	10	
D25_CO	0	0	0	0	11
D30_CO	0	0	0	0	0

THETA  
D30\_CO

	<u>D30_CO</u>
D30_CO	12

6 LOADINGS

6 VARIANZE RESIDUE (Matrice Diagonale)

0 VARIANZE DELLA VARIABILE LATENTE

!fissata a 1 per l'identificazione della metrica della

!variabile latente a livello within

**12 PARAMETRI STIMATI**



# THREE-Level CFA – TECH I (Between, gruppo)

LAMBDA  
W\_CONTR      B\_CONTR      BB\_CONTR

	W_CONTR	B_CONTR	BB_CONTR
D2_CO	0	13	0
D10_CO	0	14	0
D15_CO	0	15	0
D19_CO	0	16	0
D25_CO	0	17	0
D30_CO	0	18	0

PSI

W\_CONTR      B\_CONTR      BB\_CONTR

	W_CONTR	B_CONTR	BB_CONTR
W_CONTR	0		
B_CONTR	0	0	
BB_CONTR	0	0	0

THETA  
D2\_CO      D10\_CO      D15\_CO      D19\_CO      D25\_CO

	D2_CO	D10_CO	D15_CO	D19_CO	D25_CO
D2_CO	19				
D10_CO	0	20			
D15_CO	0	0	21		
D19_CO	0	0	0	22	
D25_CO	0	0	0	0	23
D30_CO	0	0	0	0	0

THETA  
D30\_CO

D30_CO	
D30_CO	24

6 LOADINGS

6 VARIANZE RESIDUE (Matrice Diagonale)

0 VARIANZE DELLA VARIABILE LATENTE

!fissata a 1 per l'identificazione della metrica della

!variabile latente a livello between

**12 PARAMETRI STIMATI**

# THREE-Level CFA – TECH1 (BB, organizzazione)

LAMBDA	W_CONTR	B_CONTR	BB_CONTR
D2_CO	0	0	31
D10_CO	0	0	32
D15_CO	0	0	33
D19_CO	0	0	34
D25_CO	0	0	35
D30_CO	0	0	36

NU	D2_CO	D10_CO	D15_CO	D19_CO
D25_CO				
I	25	26	27	28
NU				
D30_CO				
I	30			

THETA	D2_CO	D10_CO	D15_CO	D19_CO
D2_CO	37			
D10_CO	0	38		
D15_CO	0	0	39	
D19_CO	0	0	0	40
D25_CO	0	0	0	0
D30_CO	0	0	0	0

PSI	W_CONTR	B_CONTR	BB_CONTR
D25_CO			
W_CONTR	0		
B_CONTR	0	0	
BB_CONTR	0	0	0

THETA	D30_CO
D30_CO	42

6 INTERCETTE

6 LOADINGS

6 VARIANZE RESIDUE (Matrice Diagonale)

0 VARIANZE DELLA VARIABILE LATENTE

!fissata a 1 per l'identificazione della metrica della

!variabile latente a livello between between

**18 PARAMETRI STIMATI**

# THREE-Level CFA – “Overall” FIT

**Number of Free Parameters** **42**

Chi-Square Test of Model Fit

Value	970.736*
Degrees of Freedom	27
P-Value	0.0000
Scaling Correction Factor for MLR	2.1063

RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)  
Estimate 0.023

CFI/TLI	
CFI	0.964
TLI	0.939

SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)

<b>Value for Within</b>	<b>0.024</b>
<b>Value for Between Level 2</b>	<b>0.038</b>
<b>Value for Between Level 3</b>	<b>0.044</b>

# THREE-Level CFA – Loadings STYX & R<sup>2</sup>

## Within Level

W\_CONTR BY

D2_CO	0.434
D10_CO	0.656
D15_CO	0.763
D19_CO	0.692
D25_CO	0.655
D30_CO	0.329

## Within Level

D2_CO	0.188
D10_CO	0.430
D15_CO	0.582
D19_CO	0.479
D25_CO	0.429
D30_CO	0.108

## Between ID\_GROUP Level

B\_CONTR BY

D2_CO	0.743
D10_CO	0.939
D15_CO	0.967
D19_CO	0.932
D25_CO	0.902
D30_CO	0.631

## Between ID\_GROUP Level

D2_CO	0.552
D10_CO	0.882
D15_CO	0.934
D19_CO	0.868
D25_CO	0.814
D30_CO	0.398

## Between ID\_ORG Level

BB\_CONTR BY

D2_CO	0.664
D10_CO	0.922
D15_CO	0.967
D19_CO	0.906
D25_CO	0.896
D30_CO	0.614

## Between ID\_ORG Level

D2_CO	0.440
D10_CO	0.851
D15_CO	0.935
D19_CO	0.820
D25_CO	0.803
D30_CO	0.376

# STRONG METRIC ISOMORPHISM (3LEV)

## MODEL:

### %WITHIN%

W\_CONTR BY d2\_co\*(1)  
d10\_cO(2)  
d15\_co(3)  
d19\_co(4)  
d25\_co(5)  
d30\_co(6);  
W\_CONTR@1;

### %BETWEEN ID\_GROUP%

B\_CONTR BY d2\_co\*(1)  
d10\_cO(2)  
d15\_co(3)  
d19\_co(4)  
d25\_co(5)  
d30\_co(6);  
**B\_CONTR\*;**

### %BETWEEN ID\_ORG%

BB\_CONTR BY d2\_co\*(1)  
d10\_cO(2)  
d15\_co(3)  
d19\_co(4)  
d25\_co(5)  
d30\_co(6);  
**BB\_CONTR\*;**

Standardizzando la variabile latente a livello within nel contesto dei modelli di invarianza metrica cross-livello con 3 livelli, le varianze latenti sugli altri livelli debbono essere lasciate libere (Jak, 2014).

# Partial STRONG METRIC ISOMORPHISM (3LEV)

Number of Free Parameters

32

Chi-Square Test of Model Fit

Value	1252.201*
Degrees of Freedom	37
P-Value	0.0000

La differenza del chi quadrato col modello di “strong configural isomorphism” rimane sempre significativa, inoltre  $\Delta CFI = .011$

Dobbiamo modificare il modello ...

CFI	0.953
TLI	0.943

SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)

Value for Within	0.024
Value for Between Level 2	0.146
Value for Between Level 3	0.164

# Partial STRONG METRIC ISOMORPHISM (3LEV)

Within Level

W_CONTR BY D2_CO	<b>130.547</b>	-0.018	-0.018	-0.018
------------------	----------------	--------	--------	--------

Between ID\_GROUP Level

B_CONTR BY D2_CO	<b>119.949</b>	0.362	0.176	0.391
------------------	----------------	-------	-------	-------

Between ID\_ORG Level

BB_CONTR BY D2_CO	<b>44.102</b>	0.712	0.301	0.650
-------------------	---------------	-------	-------	-------

## MODEL:

%WITHIN%  
W\_CONTR BY d2\_co\*

%BETWEEN ID\_GROUP%  
B\_CONTR BY d2\_co\*

%BETWEEN ID\_ORG%  
BB\_CONTR BY d2\_co\*

# Partial STRONG METRIC ISOMORPHISM (3LEV)

Number of Free Parameters

34

Chi-Square Test of Model Fit

Value 1107.134\*

Degrees of Freedom 35

La differenza del chi quadrato col modello di “strong configural isomorphism” è significativa, ma  $\Delta CFI = .005$

E' possibile, con alcune cautele, affermare che lo strong partial metric isomorphism è raggiunto.

CFI 0.959

TLI 0.947

SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)

Value for Within 0.024

Value for Between Level 2 0.097

Value for Between Level 3 0.119



# ICC(I) a LIVELLO LATENTE (3LEV)

## ICC o ICC(I)

$$\rho_{L3} = \sigma_{bb}^2 / (\sigma_{bb}^2 + \sigma_b^2 + \sigma_w^2)$$

Dove:

$\sigma_{bb}^2$  = varianza a livello di organizzativo o between between

$\sigma_b^2$  = varianza a livello di gruppo o between

$\sigma_w^2$  = varianza a livello individuale o within

## Varianze delle variabili latenti STRONG METRIC ISOPHORMISM

### LIVELLO 1

W\_CONTR      1

### LIVELLO 2

B\_CONTR      .226

### LIVELLO 3

B\_CONTR      .179

Un prerequisito per la comparazione delle varianze latenti tra i livelli o il calcolo dell'ICC(I) a livello latente è l'invarianza cross-livello dei loadings (Metha & Neal, 2005; Heck & Thomas, 2015).

$$\rho_{L3} = .179 / (.179 + .226 + 1) = .13$$

$$\rho_{L2} = .226 / (.179 + .226 + 1) = .16$$

$$\rho_{L1} = .1 / (.179 + .226 + 1) = .71$$

# TYPE = THREELEVEL COMPLEX?

[...] The best practical thing to do is probably ignore the level (level 2 or 3) with smaller ICC. I can't think of an Mplus method that will give you what you want except "TYPE=TWOLEVEL COMPLEX".

Asparouhov, 2016, *Mplus* forum communication retrieved from <http://www.statmodel.com/discussion/messages/12/22484.html?1457121317>

# **Il FIT nella THREE-Level CFA**

**(esempio STRONG CONFIGURAL ISOMORPHISM precedente)**

# RMSEA di “livello”

## RMSEA<sub>PS\_BB</sub>

### MODEL:

```
%WITHIN%  
d2_co-d30_co with d2_co-d30_co;  
%BETWEEN ID_GROUP%  
d2_co-d30_co with d2_co-d30_co;  
%BETWEEN ID_ORG%  
BB_CONTR BY d2_co*  
d10_cO  
d15_co  
d19_co  
d25_co  
d30_co;  
BB_CONTR@I;
```

## RMSEA<sub>PS\_B</sub>

### MODEL:

```
%WITHIN%  
d2_co-d30_co with d2_co-d30_co;  
%BETWEEN ID_GROUP%  
B_CONTR BY d2_co*  
d10_cO  
d15_co  
d19_co  
d25_co  
d30_co;  
B_CONTR@I;  
%BETWEEN ID_ORG%  
d2_co-d30_co with d2_co-d30_co;
```

## RMSEA<sub>PS\_W</sub>

### MODEL:

```
%WITHIN%  
W_CONTR BY d2_co*  
d10_cO  
d15_co  
d19_co  
d25_co  
d30_co;  
W_CONTR@I;  
%BETWEEN ID_GROUP%  
d2_co-d30_co with d2_co-d30_co;  
%BETWEEN ID_ORG%  
d2_co-d30_co with d2_co-d30_co;
```

$$RMSEA_B = \sqrt{\frac{\chi_B^2 - df_B}{df_B(N)}}$$

N = Numero dei gruppi o delle organizzazioni,  
Jak et al., 2013, eq. 13 (p. 272)

# CFI di “livello”

$$CFI_{PS\_B} = 1 - \frac{\text{Max}[(\chi^2_{\text{HypthesizedB,SaturatedW}} - df_{\text{HypthesizedB,SaturatedW}}), 0]}{\text{Max}[(\chi^2_{\text{IndependenceB,SaturatedW}} - df_{\text{IndependenceB,SaturatedW}}), 0]}$$

$$CFI_{PS\_W} = 1 - \frac{\text{Max}[(\chi^2_{\text{SaturatedB,HypthesizedW}} - df_{\text{SaturatedB,HypthesizedW}}), 0]}{\text{Max}[(\chi^2_{\text{SaturatedB,IndependenceW}} - df_{\text{SaturatedB,IndependenceW}}), 0]}$$

Ryu & West, 2009, p. 590

**CFI<sub>PS\_BB</sub>**

**MODEL:**

%WITHIN%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co;

%BETWEEN ID\_GROUP%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co;

%BETWEEN ID\_ORG%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co@0;

**CFI<sub>PS\_B</sub>**

**MODEL:**

%WITHIN%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co;

%BETWEEN ID\_GROUP%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co@0;

%BETWEEN ID\_ORG%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co;

**CFI<sub>PS\_W</sub>**

**MODEL:**

%WITHIN%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co@0;

%BETWEEN ID\_GROUP%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co;

%BETWEEN ID\_ORG%

d2\_co-d30\_co with d2\_co-d30\_co;

# FIT di “livello”

<b>BETWEEN BETWEEN (N=773)</b>	<b>SB<math>\chi^2</math></b>	<b>df</b>	<b><math>\Delta</math>SB<math>\chi^2</math> - df</b>	<b>RMSEA</b>	<b>CFI</b>
Partially Saturated Model (BB)	60,092	9	51,092	<b>0,085697</b>	<b>0,828049</b>
"Null Model" (BB)	312,131	15	297,131		
<b>BETWEEN (N=3524)</b>					
Partially Saturated Model (B)	67,574	9	58,574	0,042975	0,955732
"Null Model" (B)	1338,158	15	1323,158		
<b>WITHIN (N=65875)</b>					
Partially Saturated Model (W)	662,9	9	653,9	0,03321	0,953293
"Null Model" (W)	14015,13	15	14000,13		

# **Attendibilità nella CFA multilivello**

**(esempio sulla scala di JOB DEMANDS)**

# TWO-Level CFA & Attendibilità

Geldhof, Preacher & Zyphur (2014) propongono l'utilizzo di tre coefficienti per valutare l'attendibilità di una scala entro ciascun specifico livello di pertinenza:  $\alpha$ ,  $\omega$  e  $H$  (equazioni pp. 73-74).

Il coefficiente  $\alpha$  (Cronbach, 1951) è uno tra i più popolari coefficienti di attendibilità nel contesto dell'analisi sul singolo livello, sebbene **il suo utilizzo sia spesso inappropriato** (vedi Sijtsma, 2009). Rappresenta la covarianza (o la correlazione media) tra gli item, e **rappresenta quindi una stima appropriata dell'attendibilità quando gli item possono essere considerati tau-equivalenti** (i.e., quando rappresentano bene e allo stesso modo il costrutto, Novick & Lewis, 1967) e quindi le correlazioni tra gli item non sono tra loro eterogenee.



# TWO-Level CFA & Attendibilità

Il coefficiente  $\omega$  (McDonald, 1970, 1999) o *composite reliability* **consente di ovviare al problema dell'eterogeneità tra le correlazioni**, in quanto si calcola a partire direttamente dai factor loadings, assumendone solo la congenericità (i.e., che saturino nel fattore di riferimento). Tuttavia, **questo coefficiente non prende in considerazione l'eterogeneità dei singoli loadings**;

Il coefficiente **H** (vedi Bentler, 2007; Hancock & Mueller, 2001; Raykov, 2004) o *maximal reliability* consente di ovviare al problema dell'eterogeneità tra i loadings, in quanto ogni singolo loading è “pesato” per la sua variabilità residua rispetto alla variabile osservata di riferimento.

# Coefficiente $\alpha$ “multilivello”

## MODEL:

%WITHIN%  
d3\_de WITH  
d6\_de (CW1)  
d9\_de (CW2)  
d12\_de (CW3)  
d16\_de (CW4)  
d18\_de (CW5)  
d20\_de (CW6)  
d22\_de (CW7);

%BETWEEN%  
d3\_de WITH  
d6\_de (CB1)  
d9\_de (CB2)  
d12\_de (CB3)  
d16\_de (CB4)  
d18\_de (CB5)  
d20\_de (CB6)  
d22\_de (CB7);

**!CONTINUA**

d3\_de-d22\_de(VW1-VW8);

**!CONTINUA**

d3\_de-d22\_de(VB1-VB8);

# Coefficiente $\alpha$ “multilivello” (es. LEVI)

**MODEL CONSTRAINT:** NEW(COMP\_V\_W ALPHA\_W COMP\_V\_B ALPHA\_B);

COMP\_V\_W = VW1+VW2+VW3+VW4+VW5+VW6+VW7+VW8+  
2\*(CW1+CW2+CW3+CW4+CW5+CW6+CW7+CW8+  
CW9+CW10+CW11+CW12+CW13+CW14+CW15+CW16+  
CW17+CW18+CW19+CW20+CW21+CW22+CW23+  
CW24+CW25+CW26+CW27+CW28);

**!DENOMINATORE** = somma delle varianze + doppio prodotto della somma delle  
**!covarianze**

ALPHA\_W = (((CW1+CW2+CW3+CW4+CW5+CW6+CW7+CW8+  
CW9+CW10+CW11+CW12+CW13+CW14+CW15+CW16+  
CW17+CW18+CW19+CW20+CW21+CW22+CW23+  
CW24+CW25+CW26+CW27+CW28)/28)\*64)/COMP\_V\_W;

**!ALFA\_W** = (((somma delle covarianze)/numero delle covarianze)\*numero  
**!degli item al quadrato)/denominatore;**

# Coefficiente $\alpha$ “multilivello”

## New/Additional Parameters

COMP_V_W	21.566	0.218	98.715	0.000
<b>ALPHA_W</b>	<b>0.778</b>	<b>0.003</b>	<b>303.870</b>	<b>0.000</b>
COMP_V_B	8.251	0.296	27.868	0.000
<b>ALPHA_B</b>	<b>0.920</b>	<b>0.004</b>	<b>255.002</b>	<b>0.000</b>

# Coefficienti $\omega$ e H “multilivello”

## MODEL:

%WITHIN%

W BY d3\_de\*(LW1)

d6\_de(LW2)

d9\_de(LW3)

d12\_de(LW4)

d16\_de(LW5)

d18\_de(LW6)

d20\_de(LW7)

d22\_de(LW8);

W@1;

d3\_de-d22\_de(VW1-VW8);

%BETWEEN%

B BY d3\_de\*(LB1)

d6\_de(LB2)

d9\_de(LB3)

d12\_de(LB4)

d16\_de(LB5)

d18\_de(LB6)

d20\_de(LB7)

d22\_de(LB8);

B@1;

d3\_de-d22\_de(VB1-VB8);

# Coefficienti $\omega$ e $H$ “multilivello” (es. LEVI)

**MODEL CONSTRAINT:** NEW(NUMW DENOMW OMEGA\_W H\_W  
NUMB DENOMB OMEGA\_B H\_B);

NUMW=(LW1+LW2+LW3+LW4+LW5+LW6+LW7+LW8)\*\*2;

**!NUMERATORE DELL'OMEGA = SOMMA DEI LOADINGS AL QUADRATO;**

DENOMW=((LW1+LW2+LW3+LW4+LW5+LW6+LW7+LW8)\*\*2)+(VW1+VW2+VW3+VW4+VW5+VW  
5+VW6+VW7+VW8);

**!DENOMINATORE DELL'OMEGA = SOMMA DEI LOADINGS AL QUADRATO + SOMMA  
!DELLE VARIANZE RESIDUE**

OMEGA\_W=NUMW/DENOMW;

H\_W=1/(1+(1/((LW1\*\*2/VW1)+(LW2\*\*2/VW2)+(LW3\*\*2/VW3)+(LW4\*\*2/VW4)+  
(LW5\*\*2/VW5)+(LW6\*\*2/VW6)+(LW7\*\*2/VW7)+(LW8\*\*2/VW8))));

**! LW1\*\*2/VW1 = LOADING PONDERATO PER LA SUA VARIANZA RESIDUA**

**!CONTINUA**

VW1 > 0 ; **!TALE COMANDO SERVE PER FORZARE LE VARIANZE  
!RESIDUE A RIMANERE POSITIVE (Geldhof et al. 2014, p. 88)**

VW2 > 0 ;

VW3 > 0 ;

VW4 > 0 ;

VW5 > 0 ;

**!CONTINUA**

# Coefficienti $\omega$ e H “multilivello”

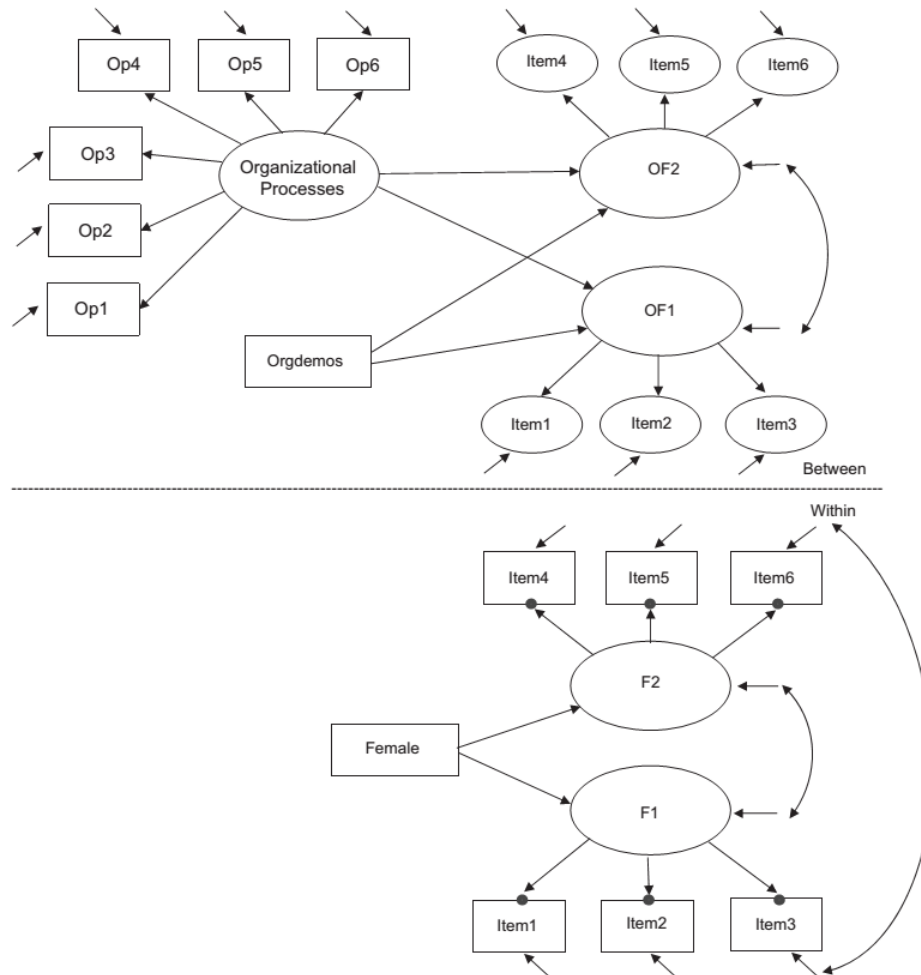
## New/Additional Parameters

NUMW	16.752	0.214	78.355	0.000
DENOMW	22.382	0.221	101.150	0.000
<b>OMEGA_W</b>	<b>0.748</b>	<b>0.003</b>	<b>261.731</b>	<b>0.000</b>
<b>H_W</b>	<b>0.804</b>	<b>0.003</b>	<b>293.295</b>	<b>0.000</b>
NUMB	7.570	0.296	25.568	0.000
DENOMB	8.362	0.299	27.954	0.000
<b>OMEGA_B</b>	<b>0.905</b>	<b>0.005</b>	<b>194.408</b>	<b>0.000</b>
<b>H_B</b>	<b>0.952</b>	<b>0.003</b>	<b>291.029</b>	<b>0.000</b>

# Multilevel FULL SEM



# FULL SEM Multilivello



Heck & Thomas, 2015, p. 204

# Parametrizzazione FULL SEM MLM (Estratto)

Cluster is orgcode;

**Within = female;**

**Between = orgdemos op1 op2 op3 op4 op5 op6;**

**ANALYSIS:** TYPE = twolevel;

Estimator is MLR;

**Model:**

%Between%

Orgpro by op1 op2 op3 op4 op5 op6;

OF1 by item1@1 item2 item3;

OF2 by item4@1 item5 item6;

OF1 OF2 on orgdemos orgpro;

%Within%

F1 by item1@1 item2 item3;

F2 by item4@1 item5 item6;

item6 with item3;

F1 F2 on female;

# FULL SEM MLM –TECHI (Within, estratto)

LAMBDA	F1	F2	ORGPRO	OF1	OF2
OP1	0	0	0	0	0
OP2	0	0	0	0	0
OP3	0	0	0	0	0
OP4	0	0	0	0	0
OP5	0	0	0	0	0
OP6	0	0	0	0	0
ITEM1	0	0	0	0	0
ITEM2	1	0	0	0	0
ITEM3	2	0	0	0	0
ITEM4	0	0	0	0	0
ITEM5	0	3	0	0	0
ITEM6	0	4	0	0	0
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

THETA	OP6	ITEM1	ITEM2	ITEM3	ITEM4
OP6	0				
ITEM1	0	5			
ITEM2	0	0	6		
ITEM3	0	0	0	7	
ITEM4	0	0	0	0	8
ITEM5	0	0	0	0	0
ITEM6	0	0	0	10	0
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

THETA	ITEM5	ITEM6	FEMALE	ORGDEMOS
ITEM5	9			
ITEM6	0	11		
FEMALE	0	0	0	
ORGDEMOS	0	0	0	0

BETA	FEMALE	ORGDEMOS
F1	12	0
F2	13	0
ORGPRO	0	0
OF1	0	0
OF2	0	0
FEMALE	0	0
ORGDEMOS	0	0

PSI	F1	F2	ORGPRO	OF1	OF2
F1	14				
F2	15	16			
ORGPRO	0	0	0		
OF1	0	0	0	0	
OF2	0	0	0	0	0
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

4 LOADINGS

6 VARIANZE RESIDUE (Matrice NON Diagonale)

1 COV tra i residui

2 EFFETTI DIRETTI

2 VARIANZE DELLE VARIABILI LATENTI

1 COV tra le variabili latenti

**16 PARAMETRI STIMATI**

# FULL SEM MLM –TECHI (Between, estratto)

NU					
	OP1	OP2	OP3	OP4	OP5
1	17	18	19	20	21
NU					
	OP6	ITEM1	ITEM2	ITEM3	ITEM4
1	22	23	24	25	26
NU					
	ITEM5	ITEM6	FEMALE	ORGDEMOS	
1	27	28	0	0	
LAMBDA					
	F1	F2	ORGPRO	OF1	OF2
OP1	0	0	0	0	0
OP2	0	0	29	0	0
OP3	0	0	30	0	0
OP4	0	0	31	0	0
OP5	0	0	32	0	0
OP6	0	0	33	0	0
ITEM1	0	0	0	0	0
ITEM2	0	0	0	34	0
ITEM3	0	0	0	35	0
ITEM4	0	0	0	0	0
ITEM5	0	0	0	0	36
ITEM6	0	0	0	0	37
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

BETA					
	F1	F2	ORGPRO	OF1	OF2
F1	0	0	0	0	0
F2	0	0	0	0	0
ORGPRO	0	0	0	0	0
OF1	0	0	50	0	0
OF2	0	0	52	0	0
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

BETA		FEMALE		ORGDEMOS	
	F1	F2	ORGPRO	OF1	OF2
F1	0	0	0	0	0
F2	0	0	0	0	0
ORGPRO	0	0	0	0	0
OF1	0	51	0	0	0
OF2	0	53	0	0	0
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

PSI					
	F1	F2	ORGPRO	OF1	OF2
F1	0	0	0	0	0
F2	0	0	0	0	0
ORGPRO	0	0	54	0	0
OF1	0	0	0	55	0
OF2	0	0	0	56	57
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

THETA					
	OP1	OP2	OP3	OP4	OP5
OP1	38				
OP2	0	39			
OP3	0	0	40		
OP4	0	0	0	41	
OP5	0	0	0	0	42
OP6	0	0	0	0	0
ITEM1	0	0	0	0	0
ITEM2	0	0	0	0	0
ITEM3	0	0	0	0	0
ITEM4	0	0	0	0	0
ITEM5	0	0	0	0	0
ITEM6	0	0	0	0	0
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

THETA					
	OP6	ITEM1	ITEM2	ITEM3	ITEM4
OP6	43				
ITEM1	0	44			
ITEM2	0	0	45		
ITEM3	0	0	0	46	
ITEM4	0	0	0	0	47
ITEM5	0	0	0	0	0
ITEM6	0	0	0	0	0
FEMALE	0	0	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0	0	0

THETA			
	ITEM5	ITEM6	FEMALE
ITEM5	48		
ITEM6	0	49	
FEMALE	0	0	0
ORGDEMOS	0	0	0

12 INTERCETTE

9 LOADINGS

12 VARIANZE RESIDUE (Matrice Diagonale)

4 EFFETTI DIRETTI

3 VARIANZE DELLE VARIABILI LATENTI

1 COV tra le variabili latenti

**41 PARAMETRI STIMATI**

# FULL SEM – “Overall” FIT

Number of Free Parameters

57

Value	709.645*
Degrees of Freedom	72
P-Value	0.0000
Scaling Correction Factor for MLR	1.0249

RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)

Estimate	0.057
----------	-------

CFI/TLI

CFI	0.926
TLI	0.898

SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)

Value for Within	0.049
Value for Between	0.107

# FULL SEM MLM con STRONG MI

## Model:

```
%Between%  
Orgpro by op1 op2 op3 op4 op5 op6;  
OF1 by item1@1  
item2(2)  
item3(3);  
OF2 by item4@1  
item5(5)  
item6(6);  
OF1 OF2 on orgdemos orgpro;
```

```
%Within%  
F1 by item1@1  
item2(2)  
item3(3);  
F2 by item4@1  
item5(5)  
item6(6);  
item6 with item3;  
F1 F2 on female;
```

# FULL SEM MLM con STRONG MI – Overall FIT

Number of Free Parameters

53

Chi-Square Test of Model Fit

Value	710.302*
Degrees of Freedom	76
P-Value	0.0000
Scaling Correction Factor for MLR	1.0324

$\Delta SB\chi^2$	$\Delta df$	<i>p</i> -value
4,90138453	4	0,298

Estim	$\Delta CFI = 0$	0.055
	CFI/TLI	

CFI	0.926
TLI	0.904

SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)

Value for Within	0.049
Value for Between	0.105

# FULL SEM MLM (WITHIN, STDYX)

Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
----------	------	-----------	-----------------------

## Within Level

F1	BY				
ITEM1		0.878	0.008	111.092	0.000
ITEM2		0.894	0.011	83.196	0.000
ITEM3		0.932	0.008	123.023	0.000
F2	BY				
ITEM4		0.914	0.009	106.767	0.000
ITEM5		0.859	0.008	101.201	0.000
ITEM6		0.626	0.019	32.708	0.000
F1	ON				
FEMALE		0.084	0.019	4.482	0.000
F2	ON				
FEMALE		0.063	0.022	2.851	0.004
F2	WITH				
F1		0.824	0.016	49.937	0.000
ITEM6	WITH				
ITEM3		0.323	0.033	9.854	0.000

## R-SQUARE

### Within Level

Observed Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
ITEM1	0.771	0.014	55.546	0.000
ITEM2	0.800	0.019	41.598	0.000
ITEM3	0.868	0.014	61.512	0.000
ITEM4	0.835	0.016	53.384	0.000
ITEM5	0.737	0.015	50.601	0.000
ITEM6	0.392	0.024	16.354	0.000

Latent Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
<b>F1</b>	<b>0.007</b>	<b>0.003</b>	<b>2.241</b>	<b>0.025</b>
<b>F2</b>	<b>0.004</b>	<b>0.003</b>	<b>1.425</b>	<b>0.154</b>



# FULL SEM MLM (BETWEEN, STDYX)

Estimate      S.E.      Two-Tailed  
Est./S.E.      P-Value

## Between Level

### ORGPOR BY

OPI	0.648	0.049	13.163	0.000
OP2	0.964	0.009	102.097	0.000
OP3	0.984	0.006	161.838	0.000
OP4	0.953	0.011	85.253	0.000
OP5	0.822	0.033	24.745	0.000
OP6	0.914	0.020	46.535	0.000

### OFI BY

ITEM1	0.967	0.010	98.028	0.000
ITEM2	0.997	0.008	127.040	0.000
ITEM3	0.877	0.093	9.461	0.000

### OF2 BY

ITEM4	0.994	0.006	165.373	0.000
ITEM5	0.971	0.008	118.713	0.000
ITEM6	0.943	0.021	44.119	0.000

OFI	ON	ORGPOR	0.148	0.069	2.139	0.032
OF2	ON	ORGPOR	0.264	0.076	3.470	0.001
OFI	ON	ORGDEMOS	-0.803	0.038	-20.979	0.000
OF2	ON	ORGDEMOS	-0.771	0.045	-17.210	0.000
OF2	WITH	OFI	0.929	0.042	21.896	0.000

## R-SQUARE

### Between Level

Observed      Two-Tailed  
Variable      Estimate      S.E.      Est./S.E.      P-Value

OPI	0.420	0.064	6.581	0.000
OP2	0.930	0.018	51.049	0.000
OP3	0.967	0.012	80.919	0.000
OP4	0.908	0.021	42.627	0.000
OP5	0.676	0.055	12.372	0.000
OP6	0.835	0.036	23.268	0.000
ITEM1	0.934	0.019	49.014	0.000
ITEM2	0.993	0.016	63.520	0.000
ITEM3	0.770	0.163	4.731	0.000
ITEM4	0.987	0.012	82.686	0.000
ITEM5	0.944	0.016	59.357	0.000
ITEM6	0.889	0.040	22.059	0.000

Latent      Two-Tailed  
Variable      Estimate      S.E.      Est./S.E.      P-Value

<b>OFI</b>	<b>0.667</b>	<b>0.059</b>	<b>11.221</b>	<b>0.000</b>
<b>OF2</b>	<b>0.663</b>	<b>0.062</b>	<b>10.775</b>	<b>0.000</b>

# **Analisi Multilivello con *Mplus***

**Seminario 5 – 6 Giugno 2016**

**Valerio Ghezzi**

Dipartimento di Psicologia

Sapienza – Università di Roma