

# **Analisi Multilivello con Mplus**

**Seminario 4 – 30 Maggio 2016**

**Valerio Ghezzi**

**Dipartimento di Psicologia**

**Sapienza – Università di Roma**

# ARGOMENTI

- **TWO-Level Efa;**
- **TWO-Level CFA;**
- **Invarianza di misura tra i livelli;**
- **Il fit di “livello”.**

# **TWO-Level EFA**

## **TWO-Level EFA**

L'EFA multilivello è utile nel caso in cui: 1) non si abbia **alcuna teoria di riferimento sulla struttura fattoriale della scala**; 2) non si abbia idea della struttura fattoriale della scala **soltanto rispetto a uno dei livelli di analisi**; 3) Condurre una EFA su un unico livello **“controllando” per la variabilità degli item sugli altri livelli** (Hox, 2010);

I criteri per determinare il numero di fattori da estrarre sono gli stessi dell'EFA condotta su un unico livello: 1) **Interpretabilità della soluzione**; 2) **Scree-test degli autovalori**; 3) **Analisi dei residui su entrambi i livelli** (Brown, 2015);

**Il punto di partenza è una matrice di varianze e covarianze WITHIN e una BETWEEN. Il punto d'arrivo è una matrice di saturazioni WITHIN e una BETWEEN.**

# TWO-Level EFA - ESEMPIO

**66.187 lavoratori nested in 3524 organizzazioni  
(average cluster size = 18.715)**

14 item misurati su una scala Likert da 1 a 5 (1=minimo accordo);

**6 item che misurano il JOB CONTROL**  
(es. *I can decide when to take a break*);

**8 item che misurano le JOB DEMANDS**  
(es. *I have to work very fast*)

# **TWO-Level EFA - esercguid\_I.inp**

## **ESTRATTO DELL'INPUT**

**ANALYSIS:** TYPE = TWOLEVEL EFA | 3 UW\* | 3 UB\*;

! ESTRAZIONE DI I-3 FATTORI A LIVELLO WITHIN E BETWEEN

! IL SIMBOLO \* STIMA ANCHE I MODELLI IN CONGIUNZIONE CON

! LA PARTE SATURA DI CIASCUN LIVELLO (ES. I FATTORE WITHIN E

! IL MODELLO SATURO A LIVELLO BETWEEN)

**ESTIMATOR = MLR;**

**ROTATION = GEOMIN;**

**OUTPUT:** RES;

! RICHIENDE I RESIDUI STANDARDIZZATI MODEL-IMPLIED

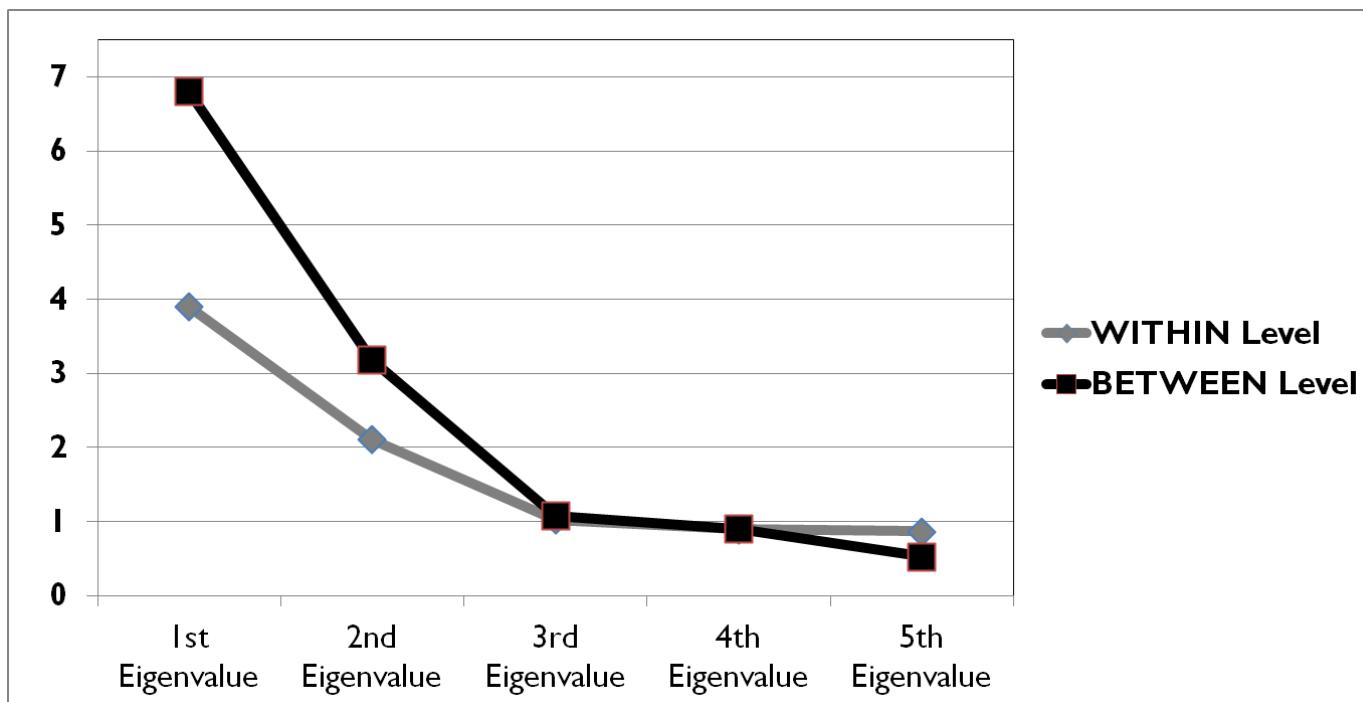
# ICC(I) a livello degli item

## Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables

Intraclass Variable	Intraclass Correlation	Intraclass Variable	Intraclass Correlation	Intraclass Variable	Intraclass Correlation
D2_CO	<b>0.342</b>	D3_DE	0.157	D6_DE	0.161
D9_DE	0.242	D10_CO	0.138	D12_DE	0.178
D15_CO	0.176	D16_DE	0.170	D18_DE	0.213
D19_CO	0.200	D20_DE	0.230	D22_DE	0.164
D25_CO	<b>0.137</b>	D30_CO	0.245		

# Scree-test (WITHIN e BETWEEN)

EIGENVALUES FOR WITHIN LEVEL SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	1	2	3	4	5
1	3.902	2.110	1.016	0.890	0.863
EIGENVALUES FOR BETWEEN LEVEL SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	1	2	3	4	5
1	6.806	3.176	1.076	0.898	0.526



# Loadings (Pattern Matrix)

## WITHIN LEVEL RESULTS

	1	2
D2_CO	0.127*	<b>0.389*</b>
D3_DE	<b>0.530*</b>	0.009
D6_DE	<b>0.667*</b>	0.004
D9_DE	<b>0.518*</b>	-0.096*
D10_CO	0.051*	<b>0.640*</b>
D12_DE	<b>0.626*</b>	-0.065*
D15_CO	-0.014*	<b>0.769*</b>
D16_DE	<b>0.388*</b>	0.065*
D18_DE	<b>0.433*</b>	0.077*
D19_CO	-0.023*	<b>0.701*</b>
D20_DE	<b>0.571*</b>	-0.044*
D22_DE	<b>0.716*</b>	0.010*
D25_CO	0.036*	<b>0.647*</b>
D30_CO	0.065*	<b>0.305*</b>

## FACTOR CORRELATIONS

	1	2
1	—————	
1	1.000	
2	<b>0.335*</b>	1.000

## BETWEEN LEVEL RESULTS

	1	2
D2_CO	0.000	<b>0.722*</b>
D3_DE	<b>0.900*</b>	-0.052*
D6_DE	<b>0.873*</b>	-0.005*
D9_DE	<b>0.658*</b>	0.114*
D10_CO	0.137*	<b>0.880*</b>
D12_DE	<b>0.942*</b>	-0.167*
D15_CO	-0.021	<b>0.969*</b>
D16_DE	<b>0.520*</b>	0.396*
D18_DE	<b>0.559*</b>	0.208*
D19_CO	-0.069*	<b>0.941*</b>
D20_DE	<b>0.676*</b>	0.147*
D22_DE	<b>0.892*</b>	0.119*
D25_CO	0.214*	<b>0.816*</b>
D30_CO	0.118*	<b>0.604*</b>

## FACTOR CORRELATIONS

	1	2
1	—————	
1	1.000	
2	<b>0.249*</b>	1.000

# Residui (WITHIN)

## Correlazioni Residue WITHIN (SRMR = .03)

	Residuals for Correlations		D6_DE	D9_DE	D10_CO
	D2_CO	D3_DE			
D2_CO	0.000				
D3_DE	-0.028	0.000			
D6_DE	-0.031	0.032	0.000		
D9_DE	0.051	-0.018	-0.066	0.000	
D10_CO	0.020	-0.001	0.003	-0.017	0.000
D12_DE	-0.039	0.046	-0.017	0.023	-0.005
D15_CO	-0.013	0.000	0.000	0.008	-0.007
D16_DE	0.135	-0.003	-0.034	0.026	0.002
D18_DE	0.002	0.000	-0.012	-0.033	-0.009
D19_CO	0.024	-0.004	-0.010	0.036	-0.018
D20_DE	0.027	-0.024	-0.075	0.184	0.012
D22_DE	-0.019	-0.031	0.084	-0.052	0.000
D25_CO	-0.046	0.011	0.005	-0.032	0.016
D30_CO	0.056	-0.002	-0.028	0.004	-0.010

	Residuals for Correlations		D16_DE	D18_DE	D19_CO
	D12_DE	D15_CO			
D12_DE	0.000				
D15_CO	0.010	0.000			
D16_DE	-0.007	-0.025	0.000		
D18_DE	-0.002	-0.006	0.039	0.000	
D19_CO	-0.005	0.015	0.003	-0.002	0.000
D20_DE	0.009	0.001	0.023	-0.006	0.008
D22_DE	-0.017	0.000	-0.023	0.012	-0.010
D25_CO	0.007	0.000	-0.013	0.006	-0.023
D30_CO	0.003	-0.041	0.025	0.020	0.008

	Residuals for Correlations		D25_CO	D30_CO
	D20_DE	D22_DE		
D20_DE	0.000			
D22_DE	-0.026	0.000		
D25_CO	-0.009	0.007	0.000	
D30_CO	0.020	-0.014	0.043	0.000

# Residui (BETWEEN)

## Correlazioni Residue BETWEEN (SRMR = .07)

	Residuals for Correlations D2_CO	D3_DE	D6_DE	D9_DE	D10_CO
D2_CO	0.000				
D3_DE	-0.021	0.000			
D6_DE	-0.049	-0.023	0.000		
D9_DE	0.064	-0.021	-0.143	0.000	
D10_CO	-0.053	0.021	0.023	-0.067	0.000
D12_DE	-0.065	0.039	-0.027	0.062	0.020
D15_CO	-0.050	0.034	0.049	-0.102	0.001
D16_DE	0.262	0.054	-0.063	0.092	-0.111
D18_DE	0.075	0.047	0.098	-0.142	-0.049
D19_CO	-0.076	-0.022	0.029	-0.036	0.027
D20_DE	-0.019	-0.068	-0.089	0.300	-0.023
D22_DE	-0.012	-0.028	0.092	-0.100	-0.005
D25_CO	-0.123	0.022	0.028	-0.145	0.028
D30_CO	0.130	0.023	-0.062	0.041	-0.056

	Residuals for Correlations D12_DE	D15_CO	D16_DE	D18_DE	D19_CO
D12_DE	0.000				
D15_CO	0.007	0.000			
D16_DE	-0.018	-0.079	0.000		
D18_DE	-0.070	0.008	0.118	0.000	
D19_CO	0.015	0.009	-0.123	-0.051	0.000
D20_DE	0.018	-0.091	-0.002	-0.084	0.012
D22_DE	-0.025	0.022	-0.007	0.057	0.013
D25_CO	0.023	0.041	-0.126	-0.018	0.002
D30_CO	0.011	-0.065	0.107	-0.024	-0.030

	Residuals for Correlations D20_DE	D22_DE	D25_CO	D30_CO
D20_DE	0.000			
D22_DE	-0.023	0.000		
D25_CO	-0.097	-0.014	0.000	
D30_CO	0.000	-0.047	-0.010	0.000

# Varianza spiegata dopo la rotazione (WITHIN)

WITHIN

**PATTERN MATRIX**  
(loadings)

	F1	F2
D2_CO	0,127	0,389
D3_DE	0,53	0,009
D6_DE	0,667	0,004
D9_DE	0,518	-0,096
D10_CO	0,051	0,64
D12_DE	0,626	-0,065
D15_CO	-0,014	0,769
D16_DE	0,388	0,065
D18_DE	0,433	0,077
D19_CO	-0,023	0,701
D20_DE	0,571	-0,044
D22_DE	0,716	0,01
D25_CO	0,036	0,647
D30_CO	0,065	0,305

**STRUCTURE MATRIX**  
(Coeff di correlazione tra indicatore e fattore latente)

	F1	F2
D2_CO	0,257	0,432
D3_DE	0,534	0,187
D6_DE	0,669	0,228
D9_DE	0,485	0,077
D10_CO	0,266	0,657
D12_DE	0,605	0,144
D15_CO	0,244	0,765
D16_DE	0,41	0,195
D18_DE	0,458	0,222
D19_CO	0,212	0,693
D20_DE	0,556	0,147
D22_DE	0,72	0,25
D25_CO	0,252	0,659
D30_CO	0,167	0,327

**MATRICE PRODOTTO**

	F1	F2
D2_CO	0,032639	0,168048
D3_DE	0,28302	0,001683
D6_DE	0,446223	0,000912
D9_DE	0,25123	-0,00739
D10_CO	0,013566	0,42048
D12_DE	0,37873	-0,00936
D15_CO	-0,00342	0,588285
D16_DE	0,15908	0,012675
D18_DE	0,198314	0,017094
D19_CO	-0,00488	0,485793
D20_DE	0,317476	-0,00647
D22_DE	0,51552	0,0025
D25_CO	0,009072	0,426373
D30_CO	0,010855	0,099735

%VAR EXPLAINED 18,62452 15,71684

# Varianza spiegata dopo la rotazione (BETWEEN)

## BETWEEN

**PATTERN MATRIX**  
(loadings)

D2_CO	0	0,722
D3_DE	0,9	-0,052
D6_DE	0,873	-0,005
D9_DE	0,658	0,114
D10_CO	0,137	0,88
D12_DE	0,942	-0,167
D15_CO	-0,021	0,969
D16_DE	0,52	0,396
D18_DE	0,559	0,208
D19_CO	-0,069	0,941
D20_DE	0,676	0,147
D22_DE	0,892	0,119
D25_CO	0,214	0,816
D30_CO	0,118	0,604

**STRUCTURE MATRIX**  
(Coeff di correlazione tra indicatore e  
fattore latente)

D2_CO	0,18	0,722
D3_DE	0,887	0,172
D6_DE	0,872	0,212
D9_DE	0,686	0,277
D10_CO	0,356	0,914
D12_DE	0,901	0,068
D15_CO	0,22	0,964
D16_DE	0,619	0,526
D18_DE	0,61	0,347
D19_CO	0,165	0,924
D20_DE	0,713	0,315
D22_DE	0,922	0,341
D25_CO	0,417	0,87
D30_CO	0,268	0,633

**MATRICE PRODOTTO**

D2_CO	0	0,521284
D3_DE	0,7983	-0,00894
D6_DE	0,761256	-0,00106
D9_DE	0,451388	0,031578
D10_CO	0,048772	0,80432
D12_DE	0,848742	-0,01136
D15_CO	-0,00462	0,934116
D16_DE	0,32188	0,208296
D18_DE	0,34099	0,072176
D19_CO	-0,01139	0,869484
D20_DE	0,481988	0,046305
D22_DE	0,822424	0,040579
D25_CO	0,089238	0,70992
D30_CO	0,031624	0,382332

%VAR EXPLAINED	38,31228	32,85021
----------------	----------	----------

# RACCOMANDAZIONI TWO-Level EFA

- 1) **Il modello di EFA su più livelli stima moltissimi parametri**, in questo caso quindi è ancor più importante considerare la numerosità campionaria dei livelli superiori al primo come un elemento fondamentale per la convergenza del modello (Hox, 2010);
- 2) Alcuni studi di simulazione (Hox & Maas, 2001; Maas & Hox, 2005) **suggeriscono di non scendere mai sotto N=100 al livello gerarchico superiore quando si utilizzano le variabili latenti**;
- 3) Tuttavia, **il punto 2) dipende fortemente dalla complessità del modello e dal numero di parametri liberamente stimati in esso**. Recenti studi hanno indicato come, utilizzando estimatori appropriati (i.e., BAYES) i modelli multilivello performino relativamente bene anche con un numero di cluster decisamente inferiore (e.g., Hox, de Schoot, & Matthijssse, 2012; Stegmüller, 2013).

# E se non ho molti gruppi?

**ANALYSIS: TYPE = COMPLEX EFA I 3;  
ESTIMATOR = MLR;**

Tale procedura consente a Mplus di correggere il chi quadrato e gli errori standard (di conseguenza, le stime) per la non indipendenza delle osservazioni all'interno dei gruppi (Stapleton, 2006).

L'analisi viene condotta sul livello dell'individuo, ma tale procedura prende in considerazione il fatto che i punteggi sono annidati all'interno del gruppo di appartenenza, producendo stime che sono meno *biased* rispetto alle stime che non tengono conto dell'informazione circa la *nestedness* dei dati.

# **TWO-Level CFA**

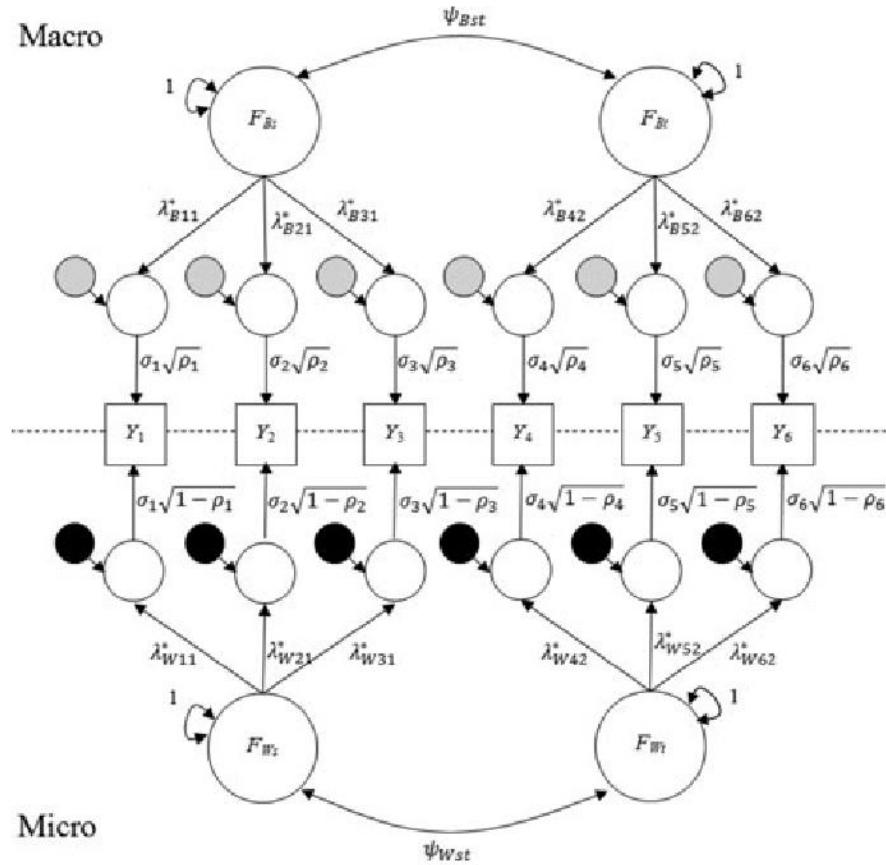
# Modello Matematico della CFA Multilivello

$$\gamma_{ij} = \nu_j + \Lambda \eta_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

$$\eta_{ij} = \alpha + \eta_{Bj} + \eta_{Wij}$$

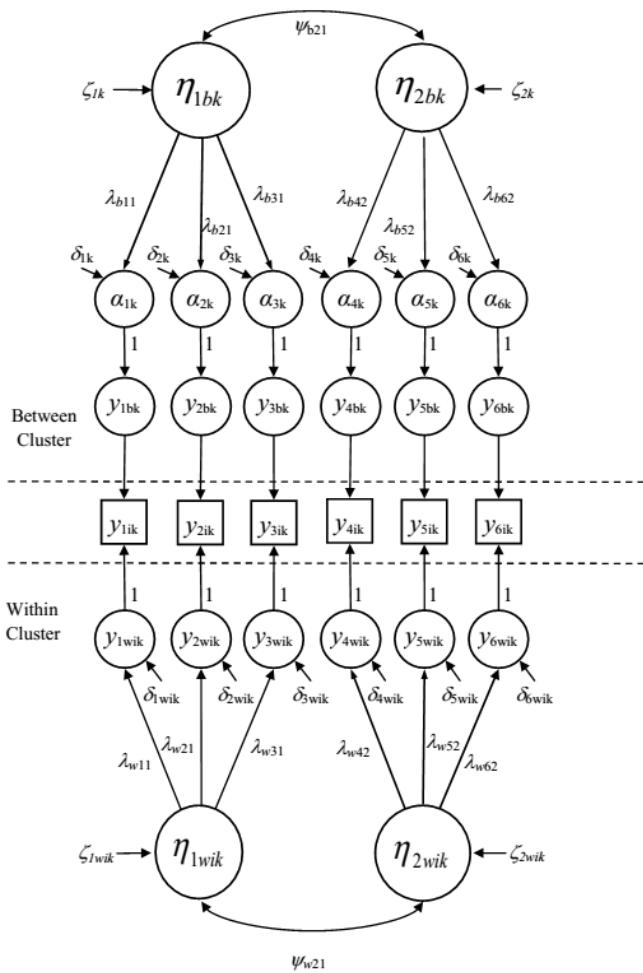
$$\gamma_{ij} = \nu_B + \Lambda_B \eta_{Bj} + \varepsilon_B + \Lambda_{Wij} \eta_{Wij} + \varepsilon_{Wij}$$

# Rappresentazione diagrammatica della CFA Multilivello



Pornprasertmanit, Lee, & Preacehr, 2014, p. 528

# Rappresentazione diagrammatica della CFA Multilivello (II)



Geldolf, Preacher, & Zyphur, 2014, supplemental materials, p. 3

# **TWO-Level CFA - esercguid\_2.inp**

## **ESTRATTO DELL'INPUT**

### **MODEL:**

#### **%WITHIN%**

W\_CONTR BY d2\_co@1 d10\_cO d15\_co d19\_co d25\_co d30\_co;  
W\_DEM BY d3\_de@1 d6\_de d9\_de d12\_de d16\_de d18\_de d20\_de  
d22\_de ;

#### **%BETWEEN%**

B\_CONTR BY d2\_co@1 d10\_cO d15\_co d19\_co d25\_co d30\_co;  
B\_DEM BY d3\_de@1 d6\_de d9\_de d12\_de d16\_de d18\_de d20\_de  
d22\_de ;

# TWO-Level CFA - TECHI (WITHIN)

	LAMBDA W_CONTR	W_DEM	B_CONTR	B_DEM
D2_CO	0	0	0	0
D3_DE	0	0	0	0
D6_DE	0	1	0	0
D9_DE	0	2	0	0
D10_CO	3	0	0	0
D12_DE	0	4	0	0
D15_CO	5	0	0	0
D16_DE	0	6	0	0
D18_DE	0	7	0	0
D19_CO	8	0	0	0
D20_DE	0	9	0	0
D22_DE	0	10	0	0
D25_CO	11	0	0	0
D30_CO	12	0	0	0

	PSI W CONTR	W DEM	B CONTR	B DEM
W CONTR	27			
W DEM	28	29		
B CONTR	0	0		0
B DEM	0	0		0

	THETA D2_CO	D3_DE	D6_DE	D9_DE	D10_CO
D2_CO	13				
D3_DE	0	14			
D6_DE	0	0	15		
D9_DE	0	0	0	16	
D10_CO	0	0	0	0	17
D12_DE	0	0	0	0	0
D15_CO	0	0	0	0	0
D16_DE	0	0	0	0	0
D18_DE	0	0	0	0	0
D19_CO	0	0	0	0	0
D20_DE	0	0	0	0	0
D22_DE	0	0	0	0	0
D25_CO	0	0	0	0	0
D30_CO	0	0	0	0	0

	THETA D12_DE	D15_CO	D16_DE	D18_DE	D19_CO
D12_DE	18				
D15_CO	0	19			
D16_DE	0	0	20		
D18_DE	0	0	0	21	
D19_CO	0	0	0	0	22
D20_DE	0	0	0	0	0
D22_DE	0	0	0	0	0
D25_CO	0	0	0	0	0
D30_CO	0	0	0	0	0

	THETA D20_DE	D22_DE	D25_CO	D30_CO
D20_DE	23			
D22_DE	0	24		
D25_CO	0	0	25	
D30_CO	0	0	0	26

12 LOADINGS  
 14 VARIANZE RESIDUE (Matrice Diagonale)  
 3 VARIANZE DELLE VARIABILI LATENTI

29 PARAMETRI STIMATI

# TWO-Level CFA - TECHI (BETWEEN)

PARAMETER SPECIFICATION FOR BETWEEN					
	NU D2_CO	D3_DE	D6_DE	D9_DE	D10_CO
1	30	31	32	33	34
	NU D12_DE	D15_CO	D16_DE	D18_DE	D19_CO
1	35	36	37	38	39
	NU D20_DE	D22_DE	D25_CO	D30_CO	
1	40	41	42	43	
LAMBDA					
	W_CONTR	WDEM	B_CONTR	BDEM	
D2_CO	0	0	0	0	
D3_DE	0	0	0	0	
D6_DE	0	0	0	44	
D9_DE	0	0	0	45	
D10_CO	0	0	46	0	
D12_DE	0	0	0	47	
D15_CO	0	0	48	0	
D16_DE	0	0	0	49	
D18_DE	0	0	0	50	
D19_CO	0	0	51	0	
D20_DE	0	0	0	52	
D22_DE	0	0	0	53	
D25_CO	0	0	54	0	
D30_CO	0	0	55	0	

	THETA D2_CO	D3_DE	D6_DE	D9_DE	D10_CO
D2_CO	56				
D3_DE	0	57			
D6_DE	0	0	58		
D9_DE	0	0	0	59	
D10_CO	0	0	0	0	60
D12_DE	0	0	0	0	0
D15_CO	0	0	0	0	0
D16_DE	0	0	0	0	0
D18_DE	0	0	0	0	0
D19_CO	0	0	0	0	0
D20_DE	0	0	0	0	0
D22_DE	0	0	0	0	0
D25_CO	0	0	0	0	0
D30_CO	0	0	0	0	0
THETA					
	D12_DE	D15_CO	D16_DE	D18_DE	D19_CO
D12_DE	61				
D15_CO	0	62			
D16_DE	0	0	63		
D18_DE	0	0	0	64	
D19_CO	0	0	0	0	65
D20_DE	0	0	0	0	0
D22_DE	0	0	0	0	0
D25_CO	0	0	0	0	0
D30_CO	0	0	0	0	0
THETA					
	D20_DE	D22_DE	D25_CO	D30_CO	
D20_DE	66				
D22_DE	0	67			
D25_CO	0	0	68		
D30_CO	0	0	0	69	
ALPHA					
	W_CONTR	WDEM	B_CONTR	BDEM	
1	0	0	0	0	
PSI					
	W_CONTR	WDEM	B_CONTR	BDEM	
W_CONTR	0				
WDEM	0	0			
B_CONTR	0	0	70		
BDEM	0	0	71		72

**I4 INTERCETTE**  
**I2 LOADINGS**  
**I4 VARIANZE RESIDUE (Matrice Diagonale)**  
**3 VARIANZE DELLE VARIABILI LATENTI**

**43 PARAMETRI STIMATI**

**TOTALE PARAMETRI STIMATI = 72**

# TWO-Level CFA - FIT

## MODEL FIT INFORMATION

Number of Free Parameters 72

### Chi-Square Test of Model Fit

Value	13682.437*
Degrees of Freedom	152
P-Value	0.0000
Scaling Correction Factor for MLR	1.5493

### RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)

Estimate	0.037
----------	-------

### CFI/TLI

CFI	0.891
TLI	0.869

### SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)

Value for Within	0.043
Value for Between	0.114

# TWO-Level CFA - esercguid\_2.out

	Two-Tailed					Two-Tailed			
	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value		Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
<b>Within Level</b>					<b>Between Level</b>				
<b>W_CONTR BY</b>					<b>B_CONTR BY</b>				
D2_CO	0.443	0.006	78.063	0.000	D2_CO	0.672	0.017	39.270	0.000
D10_CO	0.661	0.005	145.117	0.000	D10_CO	0.926	0.009	98.963	0.000
D15_CO	0.756	0.004	197.177	0.000	D15_CO	0.963	0.008	122.647	0.000
D19_CO	0.687	0.004	169.095	0.000	D19_CO	0.922	0.009	100.249	0.000
D25_CO	0.658	0.006	118.392	0.000	D25_CO	0.889	0.011	83.806	0.000
D30_CO	0.334	0.006	57.372	0.000	D30_CO	0.621	0.018	34.805	0.000
<b>W_DEM BY</b>					<b>B_DEM BY</b>				
D3_DE	0.536	0.005	108.011	0.000	D3_DE	0.861	0.013	65.837	0.000
D6_DE	0.677	0.006	121.320	0.000	D6_DE	0.875	0.015	60.058	0.000
D9_DE	0.472	0.006	77.431	0.000	D9_DE	0.698	0.036	19.542	0.000
D12_DE	0.600	0.004	135.036	0.000	D12_DE	0.857	0.012	72.679	0.000
D16_DE	0.406	0.006	63.015	0.000	D16_DE	0.660	0.020	32.508	0.000
D18_DE	0.463	0.006	80.823	0.000	D18_DE	0.635	0.022	28.532	0.000
D20_DE	0.545	0.006	99.059	0.000	D20_DE	0.732	0.031	23.613	0.000
D22_DE	0.727	0.007	108.312	0.000	D22_DE	0.940	0.009	104.126	0.000
<b>W_DEM WITH W_CONTR</b>					<b>B_DEM WITH B_CONTR</b>				
	0.355	0.012	29.185	0.000		0.342	0.031	10.884	0.000

# TWO-Level CFA – Modifica del modello

## MODIFICA DEL MODELLO:

D16\_DE WITH D2\_CO; ! 16. I am unable to take sufficient breaks 2. I can decide when to take a break  
D20\_DE WITH D9\_DE;  
D22\_DE WITH D6\_DE;

Number of Free Parameters 75

### Chi-Square Test of Model Fit

Value	7416.902*
Degrees of Freedom	149
P-Value	0.0000
Scaling Correction Factor for MLR	1.5036

RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation) 0.027

CFI	0.941
TLI	0.928

SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)

Value for Within	0.031
Value for Between	0.114

# **Invarianza di misura tra i livelli**

# Invarianza Cross-Level - OVERVIEW

L'invarianza cross-livello di un modello di misura è **in parte assimilabile al contesto della valutazione dell'invarianza nell'analisi multigruppo** (Guenole, 2016). Tuttavia, il significato dei livelli di invarianza tra i livelli ha un significato profondamente diverso da quello tra i gruppi;

In particolare, nell'invarianza di misura cross-livello, ci si riferisce all'invarianza **di misura tra i livelli con il termine isomorfismo**, mentre ci si riferisce all'**equivalenza della rete nomologica tra i costrutti attraverso i livelli con il temine omologia** (Tay, Woo, & Vermunt, 2014).

## Isomorfismo

Il costrutto “multilivello” può essere definito come **il contenuto condiviso tra i livelli di analisi** (i.e., isomorfismo, Kozlowski & Klein, 2000), sebbene non vengano fatte inferenze sui processi o le determinanti che portano alla loro “emergenza” (i.e., omologia);

L'**isomorfismo** implica che “**un costrutto a livello gerarchico inferiore abbia un significato e delle proprietà simili al livello superiore**” (Tay et al., 2014, p. 78);

Per esempio, la self-efficacy lavorativa individuale può essere rappresentata come la credenza rispetto all’essere capaci di raggiungere un obiettivo, mentre la controparte collettiva ha origine da un gruppo di individui che condividono tali credenze per raggiungere un determinato obiettivo di gruppo, ma i processi sottostanti tra i livelli possono essere molto diversi tra loro (Tay et al., 2014).

# “Livelli” di Isomorfismo

**Table I.** Analogy Between Between-Groups Measurement Equivalence and Cross-Level Isomorphism.

Between-Groups Measurement Equivalence	Cross-Level Isomorphism
<b>Configural invariance:</b> Pattern of zero and nonzero factor loadings holds between groups	<b>Weak configural isomorphism:</b> Same number of dimensions holds between levels Dimensions are generally shown to be indexed by similar indicators across levels without fixing loading patterns
<b>Metric invariance:</b> Factor loadings are equivalent between groups	<b>Strong configural isomorphism:</b> Same number of dimensions and the pattern of zero and nonzero factor loadings holds between levels <b>Weak metric isomorphism:</b> Relative ordering of factor loadings/item discriminations holds between levels (evidenced by high congruence of the loadings between levels) <b>Strong metric isomorphism:</b> Magnitude of factor loadings/item discriminations holds between levels
<b>Scalar invariance:</b> Indicator thresholds are equivalent between groups Invariance in uniqueness	No current models for estimating item thresholds across levels No statistical basis for testing across levels

Tay et al., 2014, p. 84

# STRONG CONFIGURAL ISOPHORMISM - s\_c\_i.inp

## MODEL:

### %WITHIN%

W\_CONTR BY d2\_co@I  
d10\_co  
d15\_co  
d19\_co  
d25\_co  
d30\_co;

W\_DEM BY d3\_de@I

d6\_de  
d9\_de  
d12\_de  
d16\_de  
d18\_de  
d20\_de  
d22\_de;

D16\_DE WITH D2\_CO;

D20\_DE WITH D9\_DE;

D22\_DE WITH D6\_DE;

### %BETWEEN%

B\_CONTR BY d2\_co@I  
d10\_co  
d15\_co  
d19\_co  
d25\_co  
d30\_co;

B\_DEM BY d3\_de@I

d6\_de  
d9\_de  
d12\_de  
d16\_de  
d18\_de  
d20\_de  
d22\_de;

# STRONG METRIC ISOPHORMISM – s\_m\_i.inp

## MODEL:

### %WITHIN%

```
W_CONTR BY d2_co@1  
d10_cO(1)  
d15_co(2)  
d19_co(3)  
d25_co(4)  
d30_co(5);
```

### W\_DEM BY d3\_de@1

```
d6_de(6)  
d9_de(7)  
d12_de(8)  
d16_de(9)  
d18_de(10)  
d20_de(11)  
d22_de(12);
```

```
D16_DE WITH D2_CO;
```

```
D20_DE WITH D9_DE;
```

```
D22_DE WITH D6_DE;
```

### %BETWEEN%

```
B_CONTR BY d2_co@1  
d10_cO(1)  
d15_co(2)  
d19_co(3)  
d25_co(4)  
d30_co(5);
```

### B\_DEM BY d3\_de@1

```
d6_de(6)  
d9_de(7)  
d12_de(8)  
d16_de(9)  
d18_de(10)  
d20_de(11)  
d22_de(12);
```

# Confronto del FIT

$\Delta CFI = .002$

Model	SB $\chi^2$	Scaling Factor	df	p	RMSEA	CFI	TLI	SRMR_w	SRMR_b
STRONG CONFIGURAL ISOMORPHISM	7417,62	1,5035	149	<.001	.027	.941	.928	.031	.114
STRONG METRIC ISOMORPHISM	7642,27	1,5575	161	<.001	.027	.939	.932	.031	.114

Satorra-Bentler Scaled Chi Square	df	p-value
<b>336.655</b>	<b>12</b>	<b>.000</b>

# Possibile modifica del modello

M.I. E.P.C. Std E.P.C. StdYX E.P.C.

## Within Level

BY Statements

<b>W_CONTR BY D2_CO</b>	<b>150.365</b>	<b>-0.734</b>	<b>-0.323</b>	<b>-0.328</b>
W_CONTR BY D10_CO	20.199	0.021	0.009	0.009
W_CONTR BY D15_CO	4.295	0.008	0.004	0.004
<b>W_CONTR BY D19_CO</b>	<b>35.029</b>	<b>-0.025</b>	<b>-0.011</b>	<b>-0.010</b>
<b>W_CONTR BY D25_CO</b>	<b>34.396</b>	<b>0.022</b>	<b>0.010</b>	<b>0.011</b>
<b>W_CONTR BY D30_CO</b>	<b>86.926</b>	<b>-0.035</b>	<b>-0.015</b>	<b>-0.014</b>
<b>W_DEM BY D9_DE</b>	<b>41.233</b>	<b>-0.019</b>	<b>-0.009</b>	<b>-0.011</b>
W_DEM BY D20_DE	5.023	-0.008	-0.004	-0.004
W_DEM BY D22_DE	11.885	0.016	0.008	0.009

## Between Level

BY Statements

<b>B_CONTR BY D2_CO</b>	<b>150.359</b>	<b>0.734</b>	<b>0.195</b>	<b>0.312</b>
B_CONTR BY D10_CO	20.201	-0.124	-0.033	-0.072
B_CONTR BY D15_CO	4.291	-0.053	-0.014	-0.030
<b>B_CONTR BY D19_CO</b>	<b>35.022</b>	<b>0.194</b>	<b>0.052</b>	<b>0.098</b>
<b>B_CONTR BY D25_CO</b>	<b>34.380</b>	<b>-0.140</b>	<b>-0.037</b>	<b>-0.097</b>
<b>B_CONTR BY D30_CO</b>	<b>86.929</b>	<b>0.511</b>	<b>0.136</b>	<b>0.238</b>
<b>B_DEM BY D9_DE</b>	<b>41.234</b>	<b>0.183</b>	<b>0.060</b>	<b>0.146</b>
B_DEM BY D20_DE	5.023	0.068	0.023	0.047
B_DEM BY D22_DE	11.894	-0.063	-0.021	-0.048

# ICC(I) a LIVELLO LATENTE

## ICC o ICC(I)

$$\rho = \sigma^2_b / (\sigma^2_b + \sigma^2_w)$$

Dove:

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

$\sigma^2_w$  = varianza a livello individuale o within

### Varianze delle variabili latenti STRONG METRIC ISOPHORMISM

#### LIVELLO 1

W_CONTR	0.193
W_DEM	0.251

#### LIVELLO 2

B_CONTR	0.071
B_DEM	0.109

.....

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).

$$\rho_{control} = .071 / (.071 + .193) = .27$$

$$\rho_{demands} = .109 / (.109 + .251) = .30$$

# ICC(I) a LIVELLO LATENTE

## ICC o ICC(I)

$$\rho = \sigma^2_b / (\sigma^2_b + \sigma^2_w)$$

Dove:

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

$\sigma^2_w$  = varianza a livello individuale o within

## Varianze delle variabili latenti

### STRONG CONFIGURAL ISOMORPHISM

#### LIVELLO 1

W_CONTR	0.179
W_DEM	0.250

#### LIVELLO 2

B_CONTR	0.225
B_DEM	0.111

$$\rho_{control} = .225 / (.179 + .225) = .56$$

$$\rho_{demands} = .113 / (.113 + .232) = .33$$

# **Il fit di “livello”**

## Appendix A: Checklist Multilevel Reporting

*Goodness-of-fit.* In structural equation modeling, goodness-of-fit indices such as **CFI** or **RMSEA** are often reported. In multilevel SEM, **interpretation is best served by reporting these indices separately for each level**. Unfortunately, with current software this **means hand calculation**.

## RMSEA di “livello”

L’RMSEA del livello prescelto si ottiene “saturando” il livello (o i livelli) opposti del modello rispetto al livello cui si vuole valutare il fit (approccio della *saturazione parziale del modello*, vedi Ryu & West, 2009; Ryu, 2014).

es. per **RMSEA<sub>PS\_B</sub>** (.024)

%WITHIN%

**D2\_CO-D22\_DE WITH D2\_CO-D22\_DE;**

%BETWEEN%

B\_CONTR BY d2\_co@1 d10\_cO d15\_co d19\_co d25\_co d30\_co;  
B\_DEM BY d3\_de@1 d6\_de d9\_de d12\_de d16\_de d18\_de d20\_de d22\_de ;

es. per **RMSEA<sub>PS\_W</sub>** (.029)

%WITHIN%

W\_CONTR BY d2\_co@1 d10\_cO d15\_co d19\_co d25\_co d30\_co;  
W\_DEM BY d3\_de@1 d6\_de d9\_de d12\_de d16\_de d18\_de d20\_de d22\_de ;  
D16\_DE WITH D2\_CO;  
D20\_DE WITH D9\_DE;  
D22\_DE WITH D6\_DE;

%BETWEEN%

**D2\_CO-D22\_DE WITH D2\_CO-D22\_DE;**

## CFI di “livello”

Rispetto al calcolo della CFA multilivello, l’indice CFI gli elementi di calcolo al numeratore sono: a) il valore del chi quadrato del modello parzialmente saturato (come per il calcolo dell’RMSEA precedentemente illustrato) e b) i suoi  $df$ ;

Il denominatore riguarda invece il chi quadrato e i  $df$  del modello “nullo”, che in questo caso deve prevedere a) il modello di indipendenza standard (vengono stimate solo le varianze degli indicatori) nel livello rispetto al quale si vuole calcolare il CFI e b) il modello saturo nel livello “opposto”.

# CFI di “livello”

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

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

Ryu & West, 2009, p. 590

es. Modello Nullo per **CFI<sub>PS\_B</sub>**

**MODEL:**

%WITHIN%

**D2\_CO-D22\_DE WITH D2\_CO-D22\_DE;**

%BETWEEN%

**D2\_CO-D22\_DE WITH D2\_CO-D22\_DE@0;**

es. Modello Nullo per **CFI<sub>PS\_B</sub>**

**MODEL:**

%WITHIN%

**D2\_CO-D22\_DE WITH D2\_CO-D22\_DE@0;**

%BETWEEN%

**D2\_CO-D22\_DE WITH D2\_CO-D22\_DE;**

# FIT di “livello”

<b>BETWEEN</b>	<b>SB<math>\chi^2</math></b>	<b>df</b>	<b><math>\Delta</math>SB<math>\chi^2 - df</math></b>	<b>RMSEA<sub>PS_B</sub></b>	<b>CFI<sub>PS_B</sub></b>
Partially Saturated Model (Between)	3051,445	76	2975,445	.024	<b>0,712827</b>
"Null Model"	10361,15	91	10361,15		
<b>WITHIN</b>	<b>SB<math>\chi^2</math></b>	<b>df</b>	<b><math>\Delta</math>SB<math>\chi^2 - df</math></b>	<b>RMSEA<sub>PS_W</sub></b>	<b>CFI<sub>PS_W</sub></b>
Partially Saturated Model (Between)	4009,568	73	3936,568	.029	<b>0,963371</b>
"Null Model"	107563,5	91	107472,5		

# **Analisi Multilivello con Mplus**

**Seminario 4 – 30 Maggio 2016**

**Valerio Ghezzi**

**Dipartimento di Psicologia**

**Sapienza – Università di Roma**