

Università degli Studi di Padova
Dipartimento di Scienze Statistiche
Corso di Laurea Triennale in

Statistica per l'Economia e l'Impresa



RELAZIONE FINALE
**Analisi dello stress lavorativo tramite Analisi
Fattoriale per misure ripetute**

Relatore Prof. Livio Finos
Dipartimento di Scienze Statistiche

Laureando: Luca Petrangeli
Matricola N 2049094

Anno Accademico 2025/2026

Al nonno Piero e al nonno Silvano

Indice

| | |
|----------------------------------------------------------------------------|-----------|
| Introduzione | 1 |
| 1 Raccolta dati e misure | 2 |
| 1.1 Spiegazione sondaggio | 2 |
| 1.2 Costruzione item per variabili stress momentaneo | 3 |
| 1.3 Relazione retrospettiva | 4 |
| 2 Dataset e modelli concettuali | 5 |
| 2.1 Dataset e pulizia dati | 5 |
| 2.2 Indicatori retrospettivi e di sintesi | 8 |
| 2.3 Modelli concettuali e sottocampioni | 9 |
| 3 Modelli e metodi | 10 |
| 3.1 Modello MCFAs | 12 |
| 3.1.1 Ipotesi invarianza tra modelli | 15 |
| 3.1.2 Soluzioni improprie, Heywood case | 15 |
| 3.2 Misure di affidabilità | 16 |
| 3.2.1 Omega di McDonald | 16 |
| 3.2.2 Teoria della generalizzabilità | 17 |
| 3.3 Modello multilivello per sensitività contestuale dei fattori | 18 |
| 4 Analisi e risultati | 19 |
| 4.1 Analisi esplorative | 19 |
| 4.1.1 Distribuzione dei punteggi delle scale ESM | 19 |
| 4.1.2 Variabili di campionamento del lavoro | 21 |
| 4.2 Modelli per il livello 1 (within) | 22 |
| 4.3 Modelli per il livello 2 (between) | 23 |
| 4.4 Modelli Multilevel | 25 |
| 4.5 Modelli per ipotesi di invarianza tra livelli | 26 |
| 4.6 Gestione casi di Heywood | 27 |
| 4.7 Confronto tra modelli | 33 |

| | | |
|----------|------------------------------------------------------------------------|-----------|
| 4.8 | Analisi affidabilità | 36 |
| 5 | Conclusioni e Analisi Contestuale | 38 |
| 5.1 | Modelli cambiamento modalità di lavoro | 41 |
| | Ringraziamenti | 45 |
| A | Analisi esplorative | 46 |
| A.1 | Varianze covarianze | 46 |
| B | Stime e punti rilevanti dei modelli | 47 |
| B.1 | Stime modelli per livello 1 | 47 |
| B.2 | Stime loadings modelli multilevel | 48 |
| B.3 | Grafici punti senza variabilità intraindividuale | 50 |
| B.4 | Altre strutture di modelli multilevel per Mood e casi di Heywood . . . | 50 |
| B.5 | Grafici punti eliminati per casi Heywood | 54 |
| B.6 | Risultati affidabilità | 57 |

Introduzione

Questa tesi è volta a studiare modelli di multilevel factor analysis (MCFA) utilizzando un dataset di uno studio di Menghini et al., 2022 in cui viene utilizzata la MCFA per validare una serie di scale psicometriche una serie di misure di Experience sampling methods (ESM). Successivamente applica modelli misti per studiare differenze tra e intra i partecipanti dello studio rispetto a delle variabili categoriali che riassumono modalità di lavoro, persone coinvolte, strumenti e attività che si sta svolgendo.

Nel primo capitolo è riportata la struttura del sondaggio e la spiegazione delle varie scale psicometriche per la misurazione dello stress. Nel secondo capitolo è riportato il modello concettuale dei due livelli (within e between) che si analizzeranno e la pulizia e formazione di diversi dataset. Nel terzo capitolo vengono identificati i modelli statistici utilizzati per lo studio con le loro relative misure di affidabilità. Nel quarto capitolo invece vengono svolte le analisi esplorative e vengono calcolati i vari modelli teorizzati per la convalida tramite MCFA scegliendo criticamente tra i modelli calcolati quelli che presentano i migliori indici di bontà di adattamento. Nel quinto e ultimo capitolo viene svolto il modello a effetti misti e vengono evidenziate varie differenze tra medie di variabili in diversi abiti del lavoro.

1 Raccolta dati e misure

Nella raccolta dei dati svolta nello studio «Workplace stress in real time» si è tenuto conto della natura multiforme dello stress riuscendo a sviluppare una batteria di item minima per le varie scale. I dati sono stati raccolti tramite sondaggio che è stato somministrato tra il 2018 e il 2019. L'obiettivo era di esplorare la possibile differenziazione tra categorie oggettive di attività in base alle valutazioni momentanee associate. In totale i rispondenti totali sono stati circa 215 che hanno risposto almeno una volta al sondaggio. Per ogni sondaggio il soggetto era chiamato a rispondere a 3 domande per la Task Control Scale e per i tre aspetti della scala Mood (fatica, valenza negativa e stato di attivazione), mentre 4 un totale di 4 domande per la Task Demand Scale.

1.1 Spiegazione sondaggio

Il sondaggio è stato somministrato tramite app con accessibilità dal dispositivo mobile. I soggetti obiettivo dell'indagine erano le persone che lavorano in ufficio, di qualsiasi livello gerarchico e qualsiasi ente (pubblico/privato). Le persone sono state prima reclutate tramite mail contenente anche tutte le istruzioni per partecipare. I partecipanti hanno risposto in 3 giorni non consecutivi lavorativi (lunedì, mercoledì, venerdì), ricevendo in ognuno di questi giorni una notifica programmata ogni 80-100 minuti tra le 10.30 e le 18.30. Il soggetto era tenuto a rispondere entro 20 minuti dalla notifica, con unica eccezione per il primo orario della mattina in cui si avevano 60 minuti per rispondere e il tempo stimato per rispondere al questionario era di circa 4 minuti. In ogni occasione, tranne la prima della mattina, erano misurati fattori di stress e misure di campionamento del lavoro. La scala experience sampling methods (ESM), sviluppata in «Workplace stress in real time» (Menghini et al., 2022) è una rivisitazione della esistente scale relative allo stress sul posto di lavoro (Tabanelli et al., 2008) e della ricerca affettiva, è stata creata cercando un ideale compromesso tra la parsimonia e la ridondanza necessaria per minimizzare il carico della risposta, coprendo contemporaneamente la complessità nella sua interezza e per questo si sono preferite scale con tre o più item. La batteria di domande

era composta da 16 voci, all'inizio del questionario erano presenti voci relative allo stress, seguite poi dalle parti del campionamento del lavoro e ai fattori di stress. Le modalità di risposta per i fattori di stress sono da 1 = per niente a 7 = molto

1.2 Costruzione item per variabili stress momentaneo

Task Demand Scale

La Task Demand Scale chiede al partecipante "quanto si è lavorato negli ultimi 10 minuti" ed è composta da tre item ("work fast", "work hard", "do too much") selezionati dal «"Development of four self-report measures of job stressors and strain: interpersonal conflict at work scale, organizational constraints scale, quantitative workload inventory, and physical symptoms inventory."»(Spector & Jex, 1998) e da un quarto item "doing multiple things at once", per poter misurare la parte multi-tasking della Task Demand la cui manipolazione è stata associata alla attivazione fisiologica e mentale.

Task Control Scale

La Task Control Scale chiede al partecipante "quanto può decidere quando fare le proprie attività lavorative", è formata da due item presi da «"Psychosocial demands and ambulatory blood pressure: a field assessment approach"»(Kamarck et al., 2002) e un item da «"Assessing stress at work: A framework and an instrument"»(Semmer et al., 1995) le misure di controllo dei tempi e metodi sono state preferite rispetto ad indicatori più generali di libertà

Item per variabili contestuali

Per valutare lo sforzo momentaneo si chiedeva che tipo di lavoro che si stava svolgendo negli ultimi 10 minuti, il mezzo che si stava utilizzando e le persone che erano coinvolte nel lavoro, inoltre sono state adattate le misure di Robinson, 2010.

1.3 Relazione retrospettiva

Il questionario preliminare includeva una serie di indicatori retrospettivi sociodemografici e scale di misura restrospective individuali per misurare fattori di stress e tensione. Per farlo è stata adottata una scala Likert a 5 punti con modalità da "mai", "quasi mai", a "molto spesso", "sempre". Le scale per lo stress momentaneo sono poi state suddivise in due parti.

Job stressor

Sono state considerate "Job Stressor" le due scale Task Demand e Task Control, cioè le due scale che causano lo stress. L'indicatore Job Demand è misurato come già descritto in 1.2, mentre l'indicatore Job Control su 3 item sulla capacità decisionale (Karasek et al., 1998) e altri 3 da (Guglielmi et al., 2013; Thorsen & Bjorner, 2010) per migliorarne l'affidabilità.

Job strain

Sono state considerate "Job Strain" le scale che misurano gli effetti dello stress generato. La tensione affettiva è stata monitorata tramite il benessere affettivo correlato al lavoro (JAW) e al burnout. Per il benessere affettivo si è usata una misura a 12 item adattata da Balducci et al., 2010. La scala utilizza tre item per le quattro dimensioni della tensione affettiva e l'attivazione. Il burnout invece è stato misurato tramite la scala Kristensen et al., 2005, adattata da Avanzi et al., 2013.

2 Dataset e modelli concettuali

2.1 Dataset e pulizia dati

Una volta raccolti i dati tramite sondaggio, i dati sono stati trasformati in forma anonima e sono stati creati due dataset: ESMdata e RETROdata. ESMdata è un dataset dove sono salvate le risposte singole di ogni partecipante per ogni occasione del giorno e durante tutto lo studio. Mentre RETROdata è un dataset che raggruppa le risposte per soggetto riassumendo tutte le informazioni acquisite tramite lo studio in una sola riga.

Le variabili comuni sono:

- ID = codice anonimo di identificazione
- gender = genere del partecipante
- age = età del partecipante
- job = codice del lavoro del partecipante usa
- jobOut = risulta TRUE se il partecipante ha un lavoro compatibile con i modelli di inclusione
- job.sector = settore dove lavora il partecipante (Pubblico o Privato)
- work.hours = ore settimanali lavorate dal partecipante
- noQs = indica se il partecipante ha compilato il questionario preliminare (0 se sì, 1 se no)
- RRate = tasso di risposta del partecipante

le variabili specifiche per ESMdata:

- os = sistema operativo del telefono del partecipante (non usato per questo studio)
- day = numero di giorno di partecipazione
- day.of.week = giorno della settimana (1 = lunedì, 3 = mercoledì, 5 = venerdì)
- within.day = numero di questionario svolto nel giorno
- SurveyType = tipo di questionario
- RunTimestamp e SubmissionTimestamp = data e orario di inizio e invio del questionario
- v1-f3 = risposte date al questionario MDMQ che misura la l'attivazione, l'affettività negativa e l'affaticamento
- WHAT = indica il tipo di lavoro che si sta svolgendo negli ultimi 10 minuti
- HOW = indica cosa si sta facendo negli ultimi 10 minuti
- WHOM = indica le persone che sono coinvolte nell'attività
- nPeople = indica numero di persone presenti nell'attività
- d1-d4 = risposte alla Task Demand Scale
- c1-c3 = risposte alla Task Control Scale

le variabili specifiche per RETROdata:

- JAWS1-JAWS12 = media punteggi per partecipante in tutte le occasioni dell'indice retrospettivo JAWS
- CBI1-CBI7 = media punteggi per partecipante in tutte le occasioni dell'indice retrospettivo CBI
- d1-d5 = media punteggi per partecipante in tutte le occasioni dell'indice retrospettivo Job Demand
- c1-c5 = media punteggi per partecipante in tutte le occasioni dell'indice retrospettivo Job Control

Per un problema tecnico alcuni sondaggi sono risultati incompleti, in particolare gli ultimi le risposte agli ultimi item sui fattori di stress (d1, d2, d3, d4 e c1, c2, c3). Tuttavia i dati mancanti sono inferiori all'1% dei dati totali, per questo si è deciso di rimuovere i 14 sondaggi (corrispondente a circa il 0.7% del totale) in cui la maggior parte delle voci sono mancanti. Il dataset completo per ESMdata sarà quindi composto da 175 partecipanti e da un totale di risposte di 1979.

2.2 Indicatori retrospettivi e di sintesi

Si sono costruiti degli indicatori retrospettivi psicometrici come descritto in 1.3:

JAWS: (Balducci et al., 2010)

creata tramite aggregazione di punteggi, misura il benessere affettivo legato al lavoro.

Misurando tutte le combinazioni tra soddisfazione lavorativa e livello di attivazione:

- alto livello di soddisfazione lavorativa (high pleasures) e alto livello di attivazione (high arousal).
- alto livello di soddisfazione lavorativa (high pleasures) e basso livello di attivazione (low arousal).
- basso livello di soddisfazione lavorativa (low pleasures) e alto livello di attivazione (high arousal).
- basso livello di soddisfazione lavorativa (low pleasures) e basso livello di attivazione (low arousal).

JOB DEMAND: (Barbaranelli et al., 2013)

media delle diverse risposte alle domande sulla quantità di lavoro che si sta svolgendo.

JOB CONTROL: (Karasek et al., 1998)

media delle diverse risposte formulate sulla libertà di scelta nel lavoro che stanno facendo.

CBI: (Avanzi et al., 2013)

media dei punteggi relativi al burnout legato al lavoro.

Si completano i dataset eliminando le risposte dei lavoratori che non hanno un lavoro compatibile con l'obiettivo della ricerca, circa 8 partecipanti (3.79% del totale) e le 9 persone (4.26% del totale) che non hanno risposto al sondaggio preliminare.

2.3 Modelli concettuali e sottocampioni

Completati i dataset si è creata una funzione Response Rate con cui si calcola il tasso di risposta per ogni per ogni partecipante. Tramite questo si sono creati tre sottocampioni rispettivamente con gli stessi criteri per entrambi i dataset:

- s1: sottocampione principale, raccoglie solo i partecipanti con più di 5 risposte alla voce 'work' del questionario
- s2: sottocampione più restrittivo, include solo partecipanti con più di 5 risposte giornaliere alla voce 'work' del questionario
- s3: sottocampione meno restrittivo include partecipanti con almeno un questionario svolto

Tutte le variabili latenti sono state concettualizzate come costrutti formati da cluster configurali.

Il livello 1 (within individual):

studia il cambiamento e la variabilità all'interno del singolo individuo durante lo studio.

Il livello 2 (between individuals):

studia il cambiamento tra gli individui, utilizzando i dati aggregati per ogni singolo partecipante.

3 Modelli e metodi

Prima di iniziare si sono preparati i dataset divisi per ogni misura (TD, TC, MOOD), sono state create e aggiunte le medie per ogni individuo delle diverse variabili., si definiscono quindi:

- $i = 1, \dots, N$ numero di rispondenti
- $t = 1, \dots, T_i$ occasione di risposta per l'individuo i -esimo
- $r = 1, \dots, R$ numero di item

La risposta osservata è indicata con y_{irt} , che rappresenta la risposta dell' i -esimo ($i = 1, \dots, N$) individuo, all'item r ($r = 1, \dots, R$), al tempo t ($t = 1, \dots, T$) Fissato un certo item r il numero totale delle osservazioni è uguale a $M = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}$

La variabilità di ciascun item può essere scomposta in una componente intra-individuale (within-person) e una componente inter-individuale (between-person).

$$y_{irt} - \bar{y}_{\cdot r} = \underbrace{(y_{irt} - \bar{y}_{ir\cdot})}_{\text{Within-person}} + \underbrace{(\bar{y}_{ir\cdot} - \bar{y}_{\cdot r})}_{\text{between-person}}$$

dove

- $\bar{y}_{ir\cdot} = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} y_{irt}$ è la media delle risposte dell' i -esimo individuo rispetto all' r -esimo item in ogni specifica occasione t .
- $\bar{y}_{\cdot r} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} y_{irt}$ è la media complessiva dell'item r rispetto tutti gli individui e tutte le risposte.

Questo permette di poter distinguere le fluttuazioni temporali delle risposte di un individuo (within-person) dalle differenze stabili tra individui (between-person). Successivamente si stima la varianza intra-individuale per ciascun item r , che misura l'ampiezza delle fluttuazioni temporali all'interno dei singoli individui (Muthén, 1994):

$$S_{W,r}^2 = \frac{1}{M - N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} (y_{irt} - \bar{y}_{ir.})^2$$

con M numero totale di risposte per item e N numero totale dei rispondenti. Per esplorare le differenze tra individui si stima la varianza con:

$$S_{B,r}^2 = \frac{1}{N - 1} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_{ir.} - \bar{y}_{.r.})^2$$

dove N è il numero totale di rispondenti. Risulta fondamentale infine stimare il coefficiente di correlazione intraclassa (ICC) per ciascun item, al fine di stimare quanta varianza è dovuta alla varianza within e quanta alla varianza between, è fondamentale perchè i modelli MCFA (successivamente in 3.1) separa i due aspetti della varianza dunque è definibile solo se esiste una varianza between. Dunque si stima:

$$ICC_r = \frac{\sigma_{B,r}^2}{\sigma_{B,r}^2 + \sigma_{W,r}^2}$$

se $ICC > 0.05$ significa che la varianza between ha una consistente rilevanza, che non può essere trascurata e quindi può essere ipotizzato un approccio MCFA.

3.1 Modello MCFAs

L'approccio Multilevel Confirmatory Factor Analysis (MCFA) (Hox, 2010; Jak & Jorgensen, 2017) è stato utilizzato per convalidare la struttura latente delle variabili TD, TC, Mood attraverso i loro item e in maniera separata. Il modello MCFA specifica due modelli per ciascun livello, le stime dei due modelli sono ottenute tramite il metodo della massima verosimiglianza. Un modello per il livello within in cui si stima la covarianza intra-gruppo e un modello per il livello between in cui si stima la media della variabile.

Per il **Livello 1 (within-person)** si teorizza che la covarianza intra-gruppo sia:

$$y_W = \lambda_W \eta_W + \varepsilon_W$$

dove:

- η_W è la matrice dei fattori latenti within
- λ_W è la matrice dei fattori a livello within
- ε_W indica l'errore specifico within

Per il **Livello 2 (between-person)** si teorizza che la media della variabile sia:

$$\bar{y}_B = \mu_B + \lambda_B \eta_B + \varepsilon_B$$

dove:

- μ_B indica il vettore delle medie
- η_B indica la matrice dei fattori latenti between
- λ_B indica la matrice dei fattori between
- ε_B indica l'errore specifico between

Dato che

$$y = y_W + \bar{y}_B$$

allora possiamo riscrivere che il vettore degli item stimati come:

$$y = \mu_B + \lambda_B \eta_B + \lambda_W \eta_W + \varepsilon_W + \varepsilon_B$$

La matrice di covarianza per il vettore degli item risulta:

$$\Sigma = \Lambda \Phi \Lambda' + \Theta$$

con:

- Λ è la matrice dei fattori
- Φ è la matrice di covarianza dei fattori latenti
- Θ è il vettore della varianza residua

Sono stati specificati una serie di modelli di riferimenti per il **livello 2** per verificare l'effettiva esistenza di una struttura between.

– **Modello nullo**

Nel modello nullo viene specificata la struttura fattoriale a livello within, ma a livello between si ipotizza e verifica che la matrice di covarianza è posta uguale a zero, quindi supponendo che non ci sia variabilità tra individui, in questo caso tutte le medie individuali coincidono con la media generale del campione:

$$\bar{y} = \mu \quad \text{con} \quad \Sigma^B = 0$$

– **Modello indipendente**

Nel modello indipendente è stimata la variabilità between ma senza una struttura fattoriale comune, quindi ogni item varia tra gli individui in maniera indipendente:

$$\bar{y}_i = \mu + u_i \quad \text{con} \quad u_{ir} \sim N(0, \Theta_B) \quad \text{e} \quad \text{Cov}(u_{ir}, u_{is}) = 0 \quad \text{per } r \neq s$$

$$\text{con} \quad u_{ir} \sim N(0, \Theta_B) \quad \text{e} \quad \text{Cov}(u_{ir}, u_{is}) = 0 \quad \text{per } r \neq s$$

– **Modello saturo**

Nel modello saturo la matrice between è completamente libera e riproduce esattamente la struttura di varianza e covarianza osservata nei dati:

$$\bar{y}_i = \mu + u_{ir}$$

con

$$\text{Cov}(u_i, u_i) \neq 0 \quad \text{e} \quad u_i \sim N(0, \Sigma_B)$$

3.1.1 Ipotesi invarianza tra modelli

Si sono testati diversi livelli di invarianze dei fattori (Jak & Jorgensen, 2017) al fine di validare l'esistenza della componente between:

- Invarianza configurale, quando la struttura fattoriale rimane invariata ma i carichi fattoriali differiscono tra i livelli
- Invarianza metrica, quando i pesi fattoriali sono uguali tra gruppi, e permette confronto di relazioni tra variabili tra gruppi
- Invarianza scalare, quando i valori dei pesi fattoriali anche le soglie sono uguali, permette di confrontare le medie latenti tra gruppi

Dato che i costrutti (TD, TC, Mood) sono considerati cluster configurazionali (Stapleton et al., 2016), ci si aspetta che l'invarianza dei fattori sia più simile a quella metrica. Inoltre si sono standardizzati i fattori latenti per evitare di fissare il primo fattore uguale 1 di ciascuna variabile.

3.1.2 Soluzioni improprie, Heywood case

Durante la stima dei modelli per TC e Mood si sono riscontrate delle soluzioni improprie, cioè dei casi di stima di varianza negativa. Le cause di questa stima errata potevano essere:

- Sottoidentificazione empirica (Rindskopf, 1984), cioè quando i dati non contengono informazioni necessarie per essere stimare parametri in modo empirico
- Errata specificazione strutturale del modello (Kolenikov & Bollen, 2012), cioè quando la struttura fattoriale ipotizzata non corrisponde a quella reale dei dati
- Oscillazione dei dati (Kolenikov & Bollen, 2012; Van Driel, 1978), cioè variabilità casuale dovuta al campionamento
- Non convergenza o dati mancanti, se il modello non converge non si riescono a trovare stime di soluzioni stabili, mentre i dati mancanti potrebbero causare sottoidentificazione empirica

Si sono quindi svolti dei test sui modelli per capire se fossero sotto identificati, quindi indagare sulla possibilità che dei loadings fossero nullo o se la correlazione tra fattori fosse molto vicina a 0 o a 1. Tuttavia l'unica opzione plausibile è risultata essere quella della oscillazione dei dati, per questo si è deciso di eliminare, analizzando partecipante per partecipante, i casi di varianza negativa.

Alternativamente le soluzioni improprie sono state risolte fissando la varianza residua uguale a $\rho^B - 0.15$ per gli item che presentavano varianza negativa (Jöreskog & Sörbom, 1996).

3.2 Misure di affidabilità

L'affidabilità dei modelli si è calcolata tramite due diversi indici, uno basato sui risultati della MCFA e uno basato sulla teoria della generalizzabilità, importante specificare che i fattori sono stati standardizzati per non fissare il primo item a 1.

3.2.1 Omega di McDonald

Si è calcolata l'indice ω di McDonald (Geldhof et al., 2014) per un fattore latente a un determinato livello in un modello MCFA. Si estraggono dai risultati del modelli i carichi fattoriali λ_r e le varianze residue $\theta_r = 1 - \lambda_r^2$. Successivamente si calcola l'indice:

$$\omega = \frac{(\sum_{r=1}^R \lambda_r)^2}{(\sum_{r=1}^R \lambda_r)^2 + \sum_{r=1}^R (1 - \lambda_r^2)}$$

cioè

$$\omega = \frac{Var_{fattore}}{(Var_{fattore} + Var_{errore})}$$

Si considera alta coerenza interna se $\omega \approx 0.80$, moderata se $\omega \approx 0.60$ e bassa se $\omega < 0.50$. Nel caso venga calcolata per il primo livello l'indice ω misura l'affidabilità delle fluttuazioni intra-persona, mentre per il secondo livello misura l'affidabilità delle differenze stabili tra persone.

3.2.2 Teoria della generalizzabilità

In questa teoria (Bolger & Laurenceau, 2013) (Cranford et al., 2006) si stima un modello misto in modo da decomporre in tre parti la varianza del rispondente, infatti si stima che per l' i -esimo individuo, la risposta al r -esimo item all'occasione t si possa stimare il modello:

$$M_{irt} = \mu + R_r + I_i + T_t + (RI)_{ir} + (RT)_{rt} + (IT)_{it} + \epsilon_{irt}$$

con

- $r_r \sim N(0, \sigma_R^2)$, stima dell'item
- $i_i \sim N(0, \sigma_I^2)$, stima del rispondente
- $t_t \sim N(0, \sigma_T^2)$, stima del numero di occasione
- $(it)_{it} \sim N(0, \sigma_{IT}^2)$, stima congiunta della t -esima occasione dell' i -esimo individuo
- $(ir)_{ir} \sim N(0, \sigma_{IR}^2)$, stima congiunta della r -esima risposta dell' i -esimo individuo
- $(rt)_{rt} \sim N(0, \sigma_{RT}^2)$, stima congiunta della r -esima risposta alla t -esima occasione
- $\epsilon_{irt} \sim N(0, \sigma_E^2)$, errore

Dai risultati di questo modello si ottiene quindi la seguente decomposizione della varianza

$$\sigma_{tot}^2 = \sigma_R^2 + \sigma_I^2 + \sigma_T^2 + \sigma_{IT}^2 + \sigma_{IR}^2 + \sigma_{RT}^2 + \sigma_E^2$$

Questa decomposizione permette di calcolare tre coefficienti di affidabilità, considerando R come numero di item e T come numero di occasioni:

- R1F, affidabilità di una singola misurazione: $R_{1F} = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + \sigma_{ri}^2 + \sigma_{it}^2 \sigma_{rt}^2 + \sigma_e^2}$
- RkF, affidabilità media su k occasioni: $R_{kF} = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + \frac{\sigma_{it}^2}{K} + \frac{\sigma_{rt}^2}{K} + \frac{\sigma_e^2}{K}}$
- Rc, cambiamento intra-persona: $R_c = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + \sigma_{it}^2 + \sigma_{rt}^2 + \sigma_e^2}$

3.3 Modello multilivello per sensitività contestuale dei fattori

Il modello multilivello per sensitività contestuale dei fattori è stato stimato al fine di valutare le differenze di ogni variabile secondo alcune variabili categoriali: attività di lavoro, modalità di lavoro, strumento di lavoro e con quante persone si sta lavorando. Inoltre si stima una intercetta casuale per ogni partecipante al fine di cercare di tenere conto della dipendenza delle osservazioni ripetute all'interno degli individui.

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=2}^K \beta_k D_{kit} + u_i + \epsilon_{it}$$

dove y_{it} è la variabile ESM (TD, TC, e le modalità di MOOD), per l' i -esimo partecipante all'occasione t , β_0 l'intercetta fissa che rappresenta la media di riferimento di $pred$, D_{kit} sono le variabili dummy che indicano i livelli della variabile categoriali, β_k rappresenta la differenza media rispetto al livello di riferimento, $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ è l'intercetta casuale dell' i -esimo partecipante, $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ è l'errore residuo. Il modello stimato è confrontato con il modello nullo

$$y_{it} = \beta_0 + u_{0i} + \epsilon_{it}$$

Il confronto tra i due modelli è effettuato con il test della massima verosimiglianza

$$\chi^2 = -2(\ell_{\text{nullo}} - \ell_{\text{effetti fissi}})$$

Si calcolano anche intervalli di confidenza:

$$CI = \{\theta : 2 * [\ell(\hat{\theta}) - \ell(\theta)] \leq \chi_{1,1-\alpha}^2\}$$

4 Analisi e risultati

Si sono svolte le analisi con i modelli e metodi citati per i diversi sottocampioni (vedi 2.3), tuttavia è stato scelto di analizzare esclusivamente il sottocampione s1 in quanto il campione è rappresentativo e le analisi per gli altri due sottocampioni portano ai medesimi risultati.

4.1 Analisi esplorative

4.1.1 Distribuzione dei punteggi delle scale ESM

Sono state per prima cosa create le medie per ogni indicatore a livello between (media dei valori) e a livello within (medie centrate dei valori) così come le correlazioni tra le medie degli individui e le misure retrospettive provenienti dal questionario preliminare.

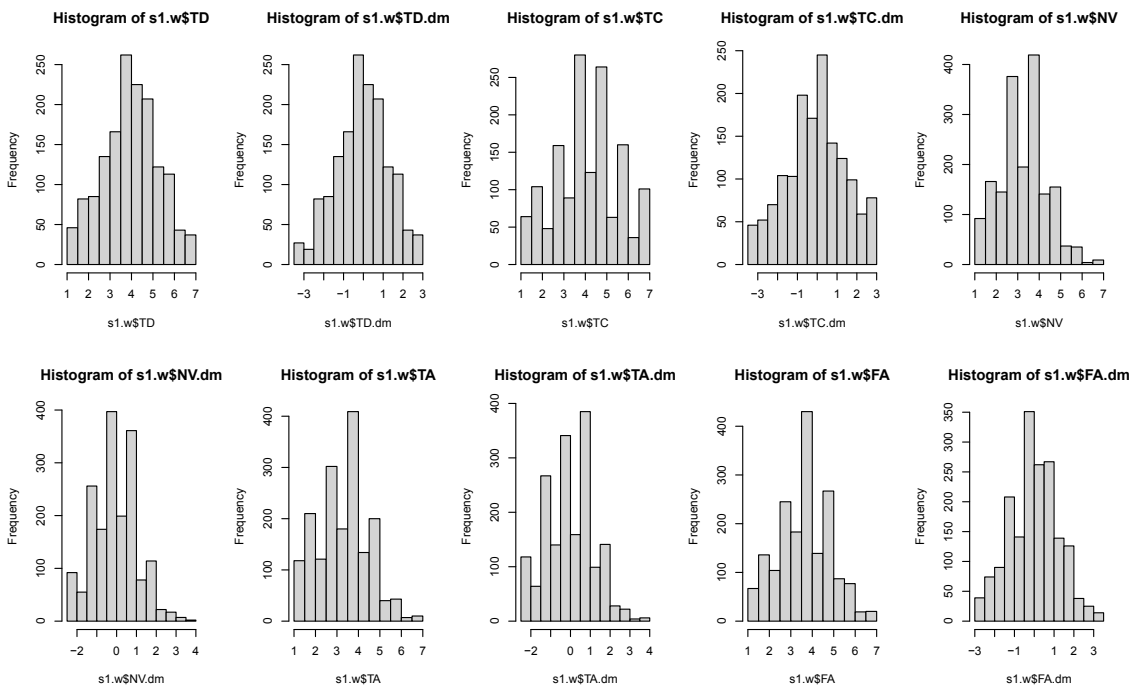


Figura 1: Distribuzioni medie variabili.

| Measure | N | Mean | ICC |
|-----------|---------|-------------|------|
| TD | 1523.00 | 4.09 (1.3) | 0.38 |
| TC | 1491.00 | 4.18 (1.49) | 0.42 |
| NV | 1774.00 | 3.35 (1.1) | 0.42 |
| TA | 1774.00 | 3.37 (1.19) | 0.44 |
| FA | 1774.00 | 3.73 (1.22) | 0.31 |
| JD | 139.00 | 3.52 (0.83) | |
| JC | 139.00 | 3.61 (0.71) | |
| JAWS.HPHA | 139.00 | 3.05 (0.87) | |
| JAWS.HPLA | 139.00 | 3.18 (0.72) | |
| JAWS.LPHA | 139.00 | 2.47 (0.86) | |
| JAWS.LPLA | 139.00 | 2.53 (0.83) | |
| CBI | 139.00 | 2.59 (0.71) | |

Tabella 1: Medie e ICC delle variabili.

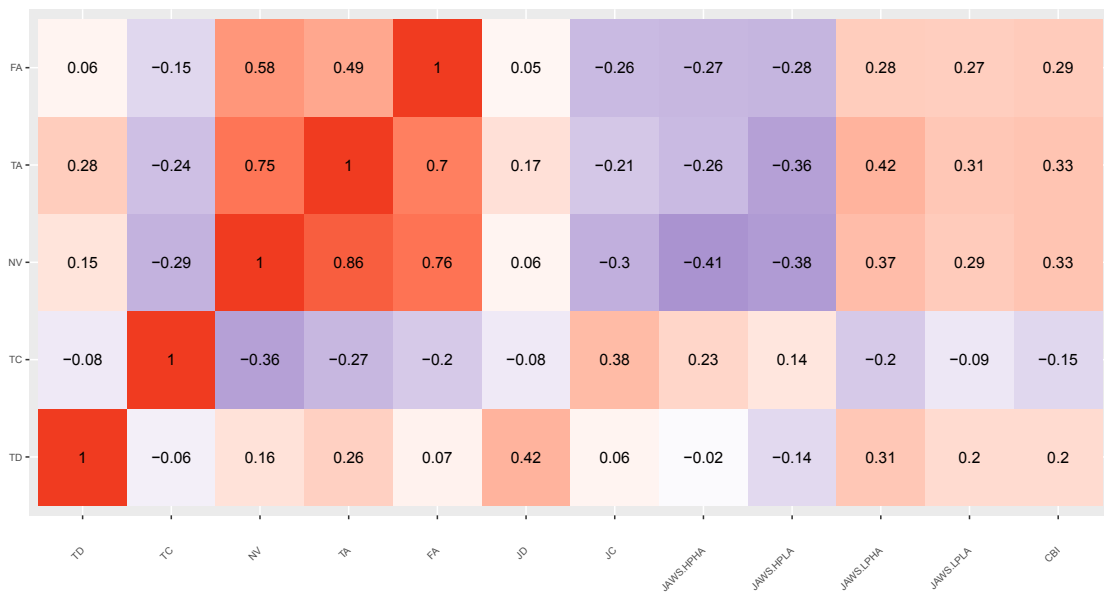


Figura 2: Matrici correlazioni variabili.

Si nota che le varie variabili hanno tutte una distribuzione approssimabile a normale. Inoltre tra le covarianze possiamo notare che c'è una elevata correlazione tra NV e TA, non è un risultato sorprendente in quanto teorizzata da Wilhelm e Schoebi, 2007 più in generale i vari punteggi di Mood (NV, TA, FA) risultano correlati tra loro.

4.1.2 Variabili di campionamento del lavoro

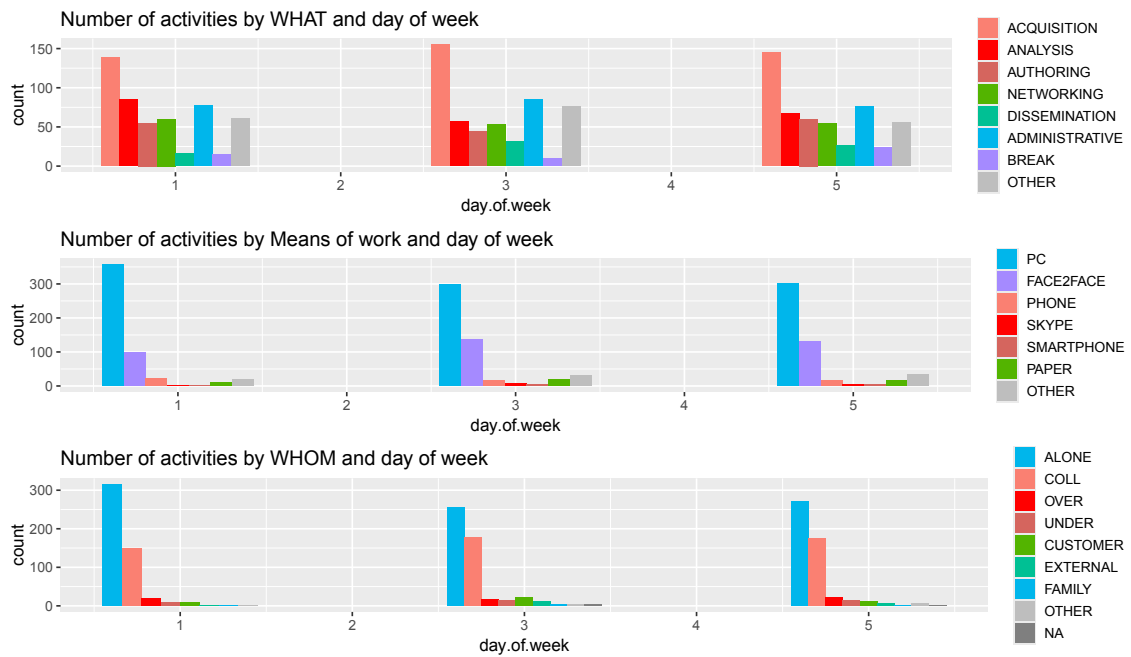


Figura 3: Grafici descrittivi variabili campionamento del lavoro.

Si nota che il numero di osservazioni è abbastanza sbilanciato per ogni aspetto analizzato, si lavora quasi principalmente al pc, da soli o in con altre persone e sull'acquisizione di informazioni

4.2 Modelli per il livello 1 (within)

Per la stima di massima verosimiglianza delle variabili si seguono i passi suggeriti da Hox, 2010, iniziando con l'idea di Muthén, 1994 di specificare una serie di modelli per entrambi i livelli e confrontarli. Per il livello 1 (within) si è calcolata la matrice di covarianza within delle variabili TD, TC, MOOD e si stima il modello al primo livello con la matrice stimata (vedi ??). Il modello è la stima del modello teorico ipotizzato nel punto 3.1 di cui si possono trovare le stime in appendice(?). I loadings standardizzati risultano essere sufficientemente accurati e superiori a 0.6 per TD e TC, mentre per Mood superiori a 0.55. I coefficienti di bontà di adattamento:

| SRMR | CFI | RMSEA |
|------|------|-------|
| 0.01 | 1.00 | 0.06 |

Tabella 2: Bontà di adattamento modello TD.

| SRMR | CFI | RMSEA | |
|------|------|-------|------|
| srmr | 0.00 | 1.00 | 0.00 |

Tabella 3: Bontà di adattamento modello TC.

| SRMR | CFI | RMSEA | |
|------|------|-------|------|
| srmr | 0.10 | 0.76 | 0.17 |

Tabella 4: Bontà di adattamento modello Mood.

I modelli mostrano un buon adattamento, tranne che per l'indice RMSEA per Mood, tuttavia dato la stima dei loadings e gli altri indici di adattamento si decide di mantenere la struttura within.

4.3 Modelli per il livello 2 (between)

Per il livello due (between) si procede stimando, coerentemente con il punto 3.1 e valutando tre modelli gerarchicamente annidati (Hox, 2010) per verificare l'effettiva esistenza di una struttura between ottenendo le seguenti misure di affidabilità:

| | npar | chisq | df | pvalue | rmsea | cfi | srmr_wtn | srmr_btw |
|------------|-------|--------|-------|--------|-------|------|----------|----------|
| Lv2 Nullo | 12.00 | | 12.00 | | | | 0.06 | |
| Lv2 Indip | 16.00 | 392.08 | 8.00 | 0.00 | 0.18 | 0.85 | 0.04 | 0.61 |
| Lv2 Saturo | 21.00 | 225.43 | 3.00 | 0.00 | 0.22 | 0.92 | 0.01 | 0.40 |

Tabella 5: Bontà di adattamento modelli lv 2 TD.

Tutti i modelli per TD convergono, ma nessuno mostra buoni indici di adattamento, inoltre per due partecipanti non c'è alcuna variabilità intra-individuale.

| | npar | chisq | df | pvalue | rmsea | cfi | srmr_wtn | srmr_btw |
|------------|-------|--------|------|--------|-------|------|----------|----------|
| Lv2 Nullo | 9.00 | | 6.00 | | | | 0.07 | |
| Lv2 Indip | 12.00 | 212.06 | 3.00 | 0.00 | 0.22 | 0.82 | 0.01 | 0.52 |
| Lv2 Saturo | 15.00 | 0.00 | 0.00 | | 0.00 | 1.00 | 0.00 | 0.00 |

Tabella 6: Bontà di adattamento modelli lv 2 TC.

I modelli per TC convergono, tutta via il modello nullo e quello indipendente mostrano degli indici di adattamento non soddisfacenti, per questo sono rifiutati. La bontà di adattamento del modello saturo non può essere valutata tramite il χ^2 (chisq). Inoltre per 8 partecipanti non risulta variabilità intraindividuale per alcuni degli item.

| | npar | chisq | df | pvalue | rmsea | cfi | srmr_wtn | srmr_btw |
|------------|-------|---------|-------|--------|-------|------|----------|----------|
| Lv2 Nullo | 30.00 | | 69.00 | | | | 0.12 | |
| Lv2 Indip | 39.00 | 1054.48 | 60.00 | 0.00 | 0.10 | 0.83 | 0.12 | 0.69 |
| Lv2 Saturo | 75.00 | 185.19 | 24.00 | 0.00 | 0.07 | 0.97 | 0.03 | 0.01 |

Tabella 7: Bontà di adattamento modelli lv 2 Mood.

Tutti i modelli per la variabile Mood convergono, anche in questo caso non mostrano buoni indici di bontà di adattamento, per questo sono tutti rifiutati. Anche per i modelli per Mood sono presenti tre partecipanti che non mostrano l'esistenza di una variabilità intraindividuale.

Per quanto riguarda i casi dei partecipanti che non presentano variabilità interindividuale sono presenti in appendice i grafici relativi alle risposte dei partecipanti per gli item delle variabili (vedi Grafici punti senza variabilità intraindividuale)

4.4 Modelli Multilevel

Si procede con l'analisi delle ipotesi di modelli CFA multilivello combinando quindi i due tipi di modelli visti in 4.2 e 4.3 in coerenza con il paragrafo 3.1 , inoltre esclusivamente sulla variabile Mood si costruiranno modelli con diverse dimensioni. I fattori latenti sono stati standardizzati per evitare di fissare ad 1 il primo indicatore di ogni dimensione. Le stime standardizzate (vedi Stime loadings modelli multilevel per stime dei modelli) per il modello per TD non hanno problemi di convergenza. Per TC e per MOOD i modelli convergono ma sono presenti dei casi di Heywood (3.1.2) data la presenza di alcune varianze stimate come negative di cui si vedrà la risoluzione in 4.6.

| lhs | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|-----|-------|-------|------|----------|----------|
| c1 | 2 | 0.83 | 0.12 | 0.59 | 1.07 |
| c2 | 2 | 0.25 | 0.07 | 0.11 | 0.40 |
| c3 | 2 | -0.11 | 0.08 | -0.26 | 0.05 |

Tabella 8: Caso di Heywood nel modello multilevel per TC.

| lhs | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|-----|-------|-------|------|----------|----------|
| v3 | 2 | 0.02 | 0.02 | -0.01 | 0.05 |
| t3 | 2 | -0.01 | 0.01 | -0.04 | 0.01 |
| f3 | 2 | 0.04 | 0.02 | -0.00 | 0.07 |

Tabella 9: Caso di Heywood nel modello multilevel per Mood 3x3.

4.5 Modelli per ipotesi di invarianza tra livelli

Infine si calcolano modelli per testare vari tipi di invarianza tra i due diversi modelli (Stapleton et al., 2016), ci si aspetta che i modelli denominati come "weak" siano i più adeguati. I fattori latenti sono standardizzati per evitare di fissare a 1 il primo indicatore di ogni dimensione. Si osservano gli indici di bontà dei modelli per le variabili e si nota che sono tutti convergenti, nonostante questo rimangono i casi di Heywood già evidenziati in precedenza per il modello relativo alla variabile Mood.

| | npar | chisq | df | pval | rmsea | cfi | srmr_w | srmr_b | BIC | AICw |
|--------|------|--------|----|------|-------|------|--------|--------|----------|------|
| weak | 16 | 32.34 | 8 | 0.00 | 0.04 | 0.99 | 0.02 | 0.06 | 18223.89 | 1.00 |
| strong | 12 | 462.55 | 12 | 0.00 | 0.16 | 0.83 | 0.06 | 0.22 | 18624.83 | 0.00 |

Tabella 10: Bontà di adattamento modelli ipotesi invarianza tra livelli per TD.

| | npar | chisq | df | pval | rmsea | cfi | srmr_w | srmr_b | BIC | AICw |
|--------|------|--------|----|------|-------|------|--------|--------|----------|------|
| weak | 12 | 9.68 | 3 | 0.02 | 0.04 | 0.99 | 0.01 | 0.05 | 15341.05 | 1.00 |
| strong | 9 | 443.61 | 6 | 0.00 | 0.22 | 0.62 | 0.07 | 0.23 | 15753.09 | 0.00 |

Tabella 11: Bontà di adattamento modelli ipotesi invarianza tra livelli per TC.

| | npar | chisq | df | pvalue | rmsea | cfi | srmr_w | srmr_b | BIC | AICw |
|--------|------|--------|----|--------|-------|------|--------|--------|----------|------|
| weak | 42 | 381.55 | 57 | 0.00 | 0.06 | 0.94 | 0.04 | 0.06 | 38126.73 | 1.00 |
| strong | 33 | 717.08 | 66 | 0.00 | 0.08 | 0.89 | 0.05 | 0.10 | 38396.32 | 0.00 |

Tabella 12: Bontà di adattamento modelli ipotesi invarianza tra livelli per Mood.

| | lhs | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|----|-----|-------|-------|------|----------|----------|
| 51 | t3 | 2 | -0.02 | 0.01 | -0.04 | 0.00 |
| 52 | f1 | 2 | 0.03 | 0.02 | -0.01 | 0.07 |

Tabella 13: Casi di Heywood nel modello multilevel per Mood m3x3 weak invariance.

4.6 Gestione casi di Heywood

Per capire l'origine dei casi di Heywood (3.1.2) sono state studiate diverse possibili cause.

Per indagare la sottoidentificazione empirica si sono osservate le stime standardizzate dei loadings dei modelli:

– TC

| lhs | op | rhs | est.std | se |
|------|----|-----|---------|------|
| TC.B | =~ | c1 | 0.63 | 0.06 |
| TC.B | =~ | c2 | 0.88 | 0.04 |
| TC.B | =~ | c3 | 1.05 | 0.04 |

Tabella 14: Stime dei loadings standardizzati al livello 2 per TC.

–Mood

| lhs | op | rhs | est.std | se |
|------|----|-----|---------|------|
| NV.b | =~ | v1 | 0.91 | 0.02 |
| NV.b | =~ | v2 | 0.85 | 0.03 |
| NV.b | =~ | v3 | 0.98 | 0.01 |
| TA.b | =~ | t1 | 0.86 | 0.03 |
| TA.b | =~ | t2 | 0.98 | 0.01 |
| TA.b | =~ | t3 | 1.01 | 0.01 |
| FA.b | =~ | f1 | 0.96 | 0.02 |
| FA.b | =~ | f2 | 0.85 | 0.04 |
| FA.b | =~ | f3 | 0.96 | 0.02 |

Tabella 15: Stime dei loadings standardizzati al livello 2 per Mood.

| lhs | op | rhs | label | est.std |
|------|----|-----|-------|---------|
| NV_b | =~ | v1 | a | 0.93 |
| NV_b | =~ | v2 | b | 0.84 |
| NV_b | =~ | v3 | c | 0.98 |
| TA_b | =~ | t1 | d | 0.88 |
| TA_b | =~ | t2 | e | 0.97 |
| TA_b | =~ | t3 | f | 1.01 |
| FA_b | =~ | f1 | g | 0.98 |
| FA_b | =~ | f2 | h | 0.92 |
| FA_b | =~ | f3 | i | 0.97 |

Tabella 16: Stime dei loadings standardizzati al livello 2 per Mood weak invariance.

Si nota che la stima di nessun loadings è vicino a 0, inoltre si può notare come le stime dei loadings che hanno varianza negativa sono maggiori di 1 e che nessuna correlazione between tra i fattori è vicina a 0 o 1. Inoltre nessun fattore al livello 2 mostra loadings particolarmente grandi o significativamente maggiori rispetto al livello 1, a eccezione del modello per TC in cui la stima per c1 e c3 differisce di circa 0.4, ma verrà considerata non sostanziale.

Per studiare la errata specificazione strutturale del modello invece si è osservato che l'intervallo di confidenza al 95% includesse 0 (Kolenikov & Bollen, 2012), questo ci dimostra che la varianza è vicina a 0, ma positiva e che quindi i casi di Heywood sono dovuti a semplice oscillazione dei dati.

| lhs | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|-----|-------|-------|------|----------|----------|
| c3 | 2 | -0.11 | 0.08 | -0.26 | 0.05 |

Tabella 17: IC al 95% per stima item c3 dal modello TC.

| lhs | level | ci.lower | ci.upper |
|-----|-------|----------|----------|
| v3 | 2 | -0.01 | 0.05 |
| t3 | 2 | -0.04 | 0.01 |
| f3 | 2 | -0.00 | 0.07 |

Tabella 18: IC al 95% per stima item dal modello Mood.

| lhs | level | ci.lower | ci.upper |
|-----|-------|----------|----------|
| t3 | 2 | -0.04 | 0.00 |
| f1 | 2 | -0.01 | 0.07 |

Tabella 19: IC al 95% per stima item dal modello Mood weak invariance.

Una prima soluzione (Jöreskog & Sörbom, 1996) è quella di ipotizzare una affidabilità dell'85% per gli item che mostrano un caso di Heywood, questo implica però che la varianza residua corrisponde al 15% della varianza stimata al livello 2 per questi item. In questo modo i casi di Heywood sono risolti e sono riportate le tabelle relative alla bontà di adattamento dei modelli con varianza fissata.

| | npar | chisq | df | pvalue | rmsea | cfi | srmr_W | srmr_B |
|------------|-------|--------|-------|--------|-------|------|--------|--------|
| TC | 14.00 | 12.36 | 1.00 | 0.00 | 0.09 | 0.99 | 0.00 | 0.04 |
| Mood | 51.00 | 344.67 | 48.00 | 0.00 | 0.06 | 0.95 | 0.03 | 0.05 |
| Mood w.inv | 42.00 | 644.59 | 57.00 | 0.00 | 0.08 | 0.90 | 0.04 | 0.29 |

Tabella 20: Indici di bontà di adattamento per modelli con varianza fissata.

Un metodo alternativo è quello di rimuovere i partecipanti che risultano essere causa dell'oscillazione dei dati, per questo si rimuovono uno ad uno i partecipante che hanno la più alta stima di varianza fino a che la varianza non diventa positiva. Si procede quindi a visualizzare le varianze dei vari soggetti per la risposta all'item c3 rispetto a TC.

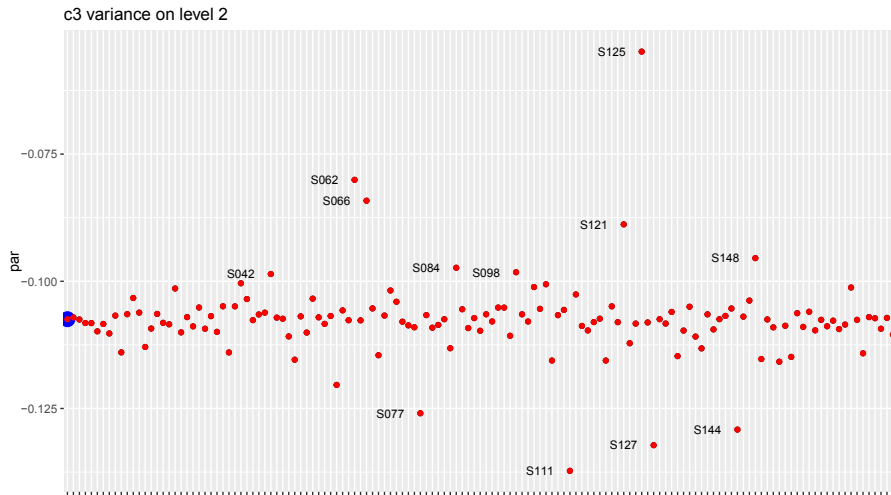


Figura 4: Varianze individuali per l'item c3.

Si inizia ad eliminare quindi il partecipante codificato come "S125" e si procede con le eliminazioni che in totale saranno quattro. Vengono quindi ricalcolati i modelli precedenti senza i partecipanti eliminati al fine di confrontare le stime dei loadings standardizzati dei modelli precedenti, il paragone evidenzia che non ci sono differenze sostanziali tra le due stime.

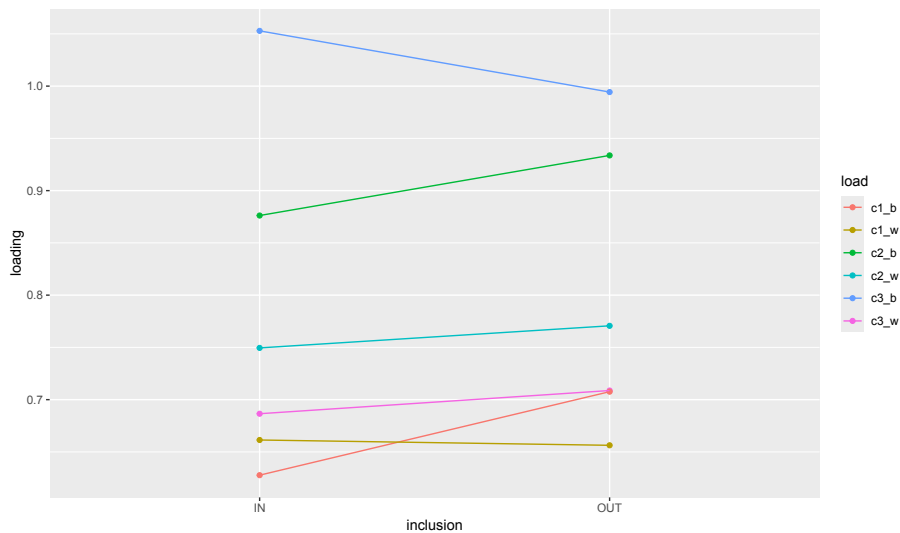


Figura 5: Stima loadings modello TC pre e post rimozione.

Per quanto riguarda la variabile Mood si procede nel medesimo modo ma per gli item t3, v3, e t2 per quanto riguarda il modello 3x3(??), mentre per il modello weak invariance si osservano gli item v3 e f1. Di seguito si trovano le varianze degli item citati in comune per i due modelli in particolare quello superiore è riferito a m3x3, quello inferiore al modello weak invariance.

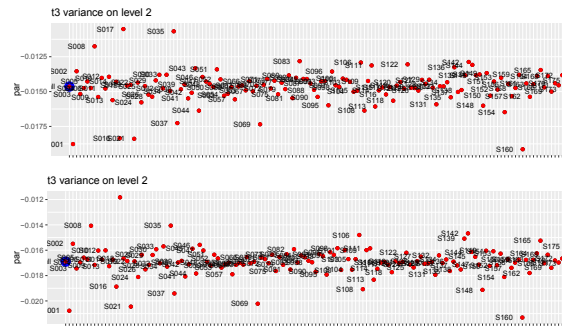


Figura 6: Varianze individuali item t3 modello 3x3 (sopra) e weak inv (sotto).

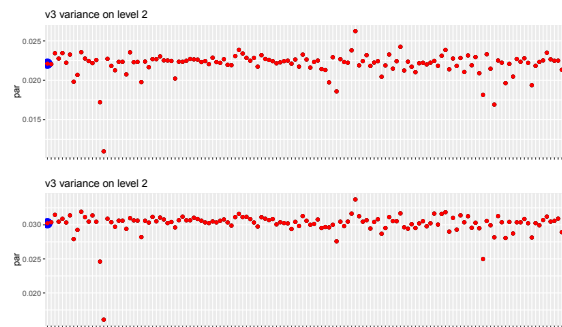


Figura 7: Varianze individuali item v3, modello 3x3 (sopra) e weak inv (sotto).

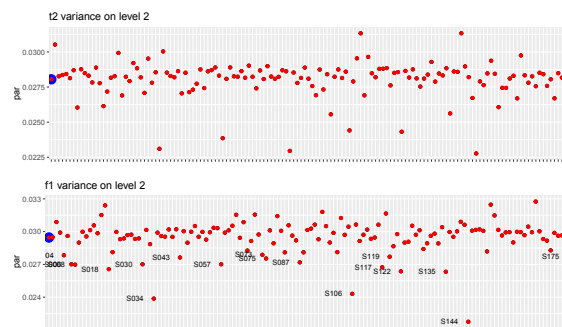


Figura 8: Varianze individuali item t2 (modello 3x3)e f1 (modello weak inv).

Alla fine delle rimozioni dei partecipanti, tutte le varianze del modello 3x3 e per il modello 3x3 weak invariance risultan positive, si ricalcolano quindi i modelli sui

dati finali successivi alle rimozioni e si confrontano i loadings standardizzati dei due nuovi modelli con quelli calcolati sul dataset originario.

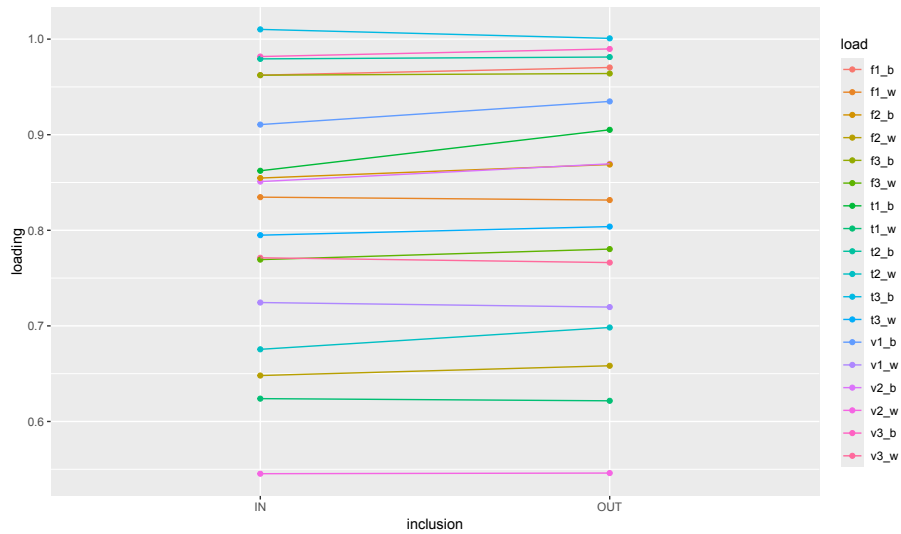


Figura 9: Stima loadings modello 3x3 pre e post rimozione.

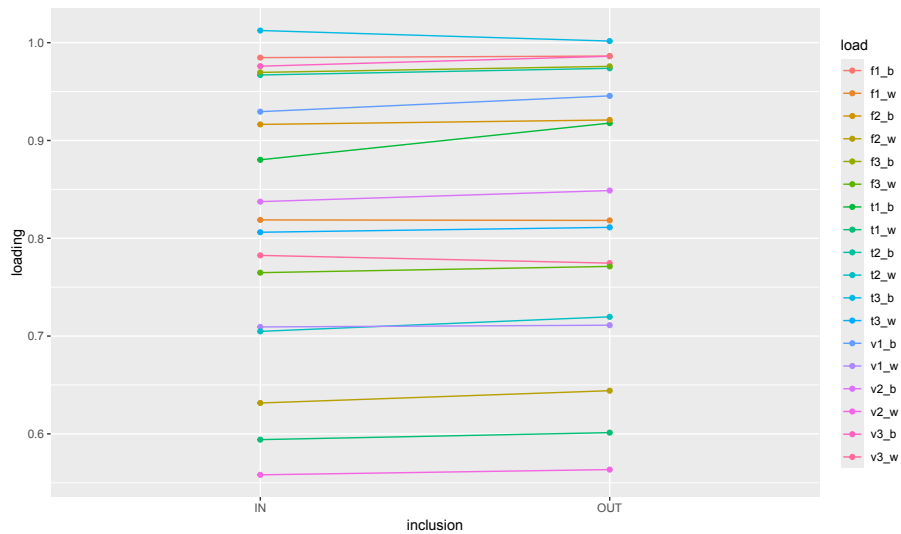


Figura 10: Stima loadings modello weak invariance 3x3 pre e post rimozione.

Si conclude che nonostante la rimozione dei 5 partecipanti non ci sono differenze sostanziali nella stima dei loadings.

4.7 Confronto tra modelli

Di seguito si sono confrontati i modelli stimati utilizzando anche gli indici di AIC e BIC, considerando per il modello della variabile Mood il dataset in cui sono stati rimossi i soggetti che, considerati fluttuazioni casuali, generano un caso di Heywood.

Tabella 21: Indici bontà di adattamento per TD.

| | npar | rmsea | cfi | srmr_wtn | srmr_btw | BIC | AICw | chisq | df | pvalue |
|----------|-------|-------|------|----------|----------|----------|------|--------|-------|--------|
| td.wkInv | 16.00 | 0.04 | 0.99 | 0.02 | 0.06 | 18223.89 | 0.68 | 32.34 | 8.00 | 0.00 |
| td | 20.00 | 0.06 | 0.99 | 0.01 | 0.04 | 18246.70 | 0.32 | 25.89 | 4.00 | 0.00 |
| td.stInv | 12.00 | 0.16 | 0.83 | 0.06 | 0.22 | 18624.83 | 0.00 | 462.55 | 12.00 | 0.00 |

Si osserva che il modello con strong invariance risulta essere quello con gli indicatori di bontà peggiori, sono buoni invece per quanto riguarda il modello td. I migliori indici di bontà di adattamento sono quelli del modello weak invariance che risulta avere il più basso BIC, il più alto AICw e il più basso RMSEA.

Tabella 22: Indici bontà di adattamento per TC.

| | npar | rmsea | cfi | srmr_wtn | srmr_btw | BIC | AICw | chisq | df | pvalue |
|-----------------|-------|-------|------|----------|----------|----------|------|-------|------|--------|
| tc | 15.00 | 0.00 | 1.00 | 0.00 | 0.00 | 15353.27 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | |
| tc.Weak.noInf | 15.00 | 0.00 | 1.00 | 0.00 | 0.00 | 14790.27 | 0.42 | 0.00 | 0.00 | |
| tc.Strong.noInf | 12.00 | 0.02 | 1.00 | 0.01 | 0.04 | 14773.84 | 0.58 | 5.38 | 3.00 | 0.15 |
| tc.weakInv | 12.00 | 0.04 | 0.99 | 0.01 | 0.05 | 15341.05 | 0.00 | 9.68 | 3.00 | 0.02 |

Per il modello tc non possiamo considerare il χ^2 relativo in quanto modello saturo, se si considerano tutti i partecipanti il modello risulta avere AICw maggiore rispetto agli altri. Il modello strong invariance non ha buoni indici di adattamento, mentre il modello con weak invariance risulta avere i migliori indici di bontà di adattamento e per questo sarà quello che sarà scelto.

Tabella 23: Indici bontà di adattamento per Mood.

| | npar | rmsea | cfi | srmr_wtn | srmr_btw | BIC | AICw | chisq | df | pvalue |
|--------------------|-------|-------|------|----------|----------|----------|------|--------|-------|--------|
| m3x3.weakInv.noInf | 42.00 | 0.06 | 0.96 | 0.03 | 0.05 | 36184.95 | 0.00 | 310.25 | 57.00 | 0.00 |
| m3x3.noInfl | 51.00 | 0.06 | 0.96 | 0.03 | 0.05 | 36219.47 | 1.00 | 279.21 | 48.00 | 0.00 |
| m3x3.fix | 51.00 | 0.06 | 0.95 | 0.03 | 0.05 | 38155.79 | 0.00 | 344.67 | 48.00 | 0.00 |

Il modello m3x3 weak invariance mostra i migliori indici di bontà di adattamento, risultano soddisfacenti anche per il modello m3x3, da notare che tutti e tre i modelli sono calcolati sul dataset senza i partecipanti che rendevano la varianza di alcuni item negativa.

Si riportano quindi le stime dei loadings per i modelli scelti

| lhs | op | rhs | block | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|------|----|-----|-------|-------|------|------|----------|----------|
| TD_W | =~ | d1 | 1 | 1 | 0.87 | 0.02 | 0.82 | 0.92 |
| TD_W | =~ | d2 | 1 | 1 | 0.95 | 0.03 | 0.89 | 1.00 |
| TD_W | =~ | d3 | 1 | 1 | 0.82 | 0.03 | 0.75 | 0.88 |
| TD_W | =~ | d4 | 1 | 1 | 1.00 | 0.03 | 0.96 | 1.05 |
| TD_B | =~ | d1 | 2 | 2 | 0.87 | 0.02 | 0.82 | 0.92 |
| TD_B | =~ | d2 | 2 | 2 | 0.95 | 0.03 | 0.89 | 1.00 |
| TD_B | =~ | d3 | 2 | 2 | 0.82 | 0.03 | 0.75 | 0.88 |
| TD_B | =~ | d4 | 2 | 2 | 1.00 | 0.03 | 0.96 | 1.05 |

Tabella 24: Stime modello finale per TD.

| lhs | op | rhs | block | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|------|----|-----|-------|-------|------|------|----------|----------|
| TC_W | =~ | c1 | 1 | 1 | 0.93 | 0.04 | 0.86 | 1.01 |
| TC_W | =~ | c2 | 1 | 1 | 1.01 | 0.04 | 0.94 | 1.08 |
| TC_W | =~ | c3 | 1 | 1 | 0.98 | 0.03 | 0.91 | 1.04 |
| TC_B | =~ | c1 | 2 | 2 | 0.93 | 0.04 | 0.86 | 1.01 |
| TC_B | =~ | c2 | 2 | 2 | 1.01 | 0.04 | 0.94 | 1.08 |
| TC_B | =~ | c3 | 2 | 2 | 0.98 | 0.03 | 0.91 | 1.04 |

Tabella 25: Stime modello finale per TC.

| lhs | op | rhs | block | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|------|----|-----|-------|-------|------|------|----------|----------|
| NV_w | =~ | v1 | 1 | 1 | 0.74 | 0.03 | 0.69 | 0.80 |
| NV_w | =~ | v2 | 1 | 1 | 0.57 | 0.03 | 0.51 | 0.62 |
| NV_w | =~ | v3 | 1 | 1 | 0.75 | 0.03 | 0.70 | 0.79 |
| TA_w | =~ | t1 | 1 | 1 | 0.75 | 0.03 | 0.68 | 0.81 |
| TA_w | =~ | t2 | 1 | 1 | 0.70 | 0.03 | 0.65 | 0.75 |
| TA_w | =~ | t3 | 1 | 1 | 0.80 | 0.03 | 0.75 | 0.85 |
| FA_w | =~ | f1 | 1 | 1 | 1.00 | 0.03 | 0.94 | 1.06 |
| FA_w | =~ | f2 | 1 | 1 | 0.77 | 0.03 | 0.71 | 0.83 |
| FA_w | =~ | f3 | 1 | 1 | 0.87 | 0.03 | 0.81 | 0.92 |
| NV_b | =~ | v1 | 2 | 2 | 0.68 | 0.06 | 0.57 | 0.79 |
| NV_b | =~ | v2 | 2 | 2 | 0.63 | 0.06 | 0.51 | 0.74 |
| NV_b | =~ | v3 | 2 | 2 | 0.75 | 0.05 | 0.64 | 0.85 |
| TA_b | =~ | t1 | 2 | 2 | 0.66 | 0.06 | 0.54 | 0.77 |
| TA_b | =~ | t2 | 2 | 2 | 0.78 | 0.06 | 0.67 | 0.89 |
| TA_b | =~ | t3 | 2 | 2 | 0.82 | 0.06 | 0.71 | 0.93 |
| FA_b | =~ | f1 | 2 | 2 | 0.73 | 0.06 | 0.61 | 0.85 |
| FA_b | =~ | f2 | 2 | 2 | 0.55 | 0.06 | 0.44 | 0.67 |
| FA_b | =~ | f3 | 2 | 2 | 0.65 | 0.05 | 0.54 | 0.76 |

Tabella 26: Stime modello finale per Mood.

4.8 Analisi affidabilità

Per analizzare l'affidabilità dei modelli si questi modelli è stato calcolato per prima cosa l'indice omega di McDonald (vedi 3.2.1), dal quale si evince che i tre modelli hanno una affidabilità stimata piuttosto soddisfacente.

| measure | omega_w | omega_b |
|--------------|---------|---------|
| Task Demand | 0.83 | 0.95 |
| Task Control | 0.74 | 0.92 |

Tabella 27: Omega di McDonald per TD e TC.

| measure | omega_w | omega_b |
|------------------|---------|---------|
| Negative valence | 0.73 | 0.95 |
| Tense Arousal | 0.76 | 0.98 |
| Fatigue | 0.79 | 0.97 |
| TOT | 0.90 | 0.99 |

Tabella 28: Omega di McDonald per Mood.

Successivamente un'altra verifica è stata svolta calcolando i vari indicatori di affidabilità secondo la scomposizione della varianza proposta dalle teoria della generalizzabilità (vedi 3.2.2). Per le varie scomposizioni delle varianze vedere Appendice B.6

| measure | R1F | RkF | Rc |
|--------------|------|------|------|
| Task Demand | 0.79 | 0.99 | 0.83 |
| Task Control | 0.74 | 0.98 | 0.74 |

Tabella 29: Coefficienti affidabilità per modello TD e TC.

| measure | R1F | RkF | Rc |
|------------------|------|------|------|
| Negative Valence | 0.70 | 0.98 | 0.65 |
| Tense Arousal | 0.73 | 0.98 | 0.69 |
| Fatigue | 0.64 | 0.97 | 0.68 |
| TOT | 0.84 | 0.99 | 0.81 |

Tabella 30: Coefficienti affidabilità per modello Mood.

5 Conclusioni e Analisi Contestuale

In questa ultima parte si analizza come cambiano le variabili nei diversi giorni e nelle diverse occasioni, per farlo si studierà per prima cosa l'andamento nei diversi giorni delle varie variabili e poi stimare tramite modello a effetti misti (3.3), per valutare le differenze dei nostri indicatori tra i livelli di ciascuna variabile categoriale. Si osservano per prima cosa le risposte relative ai giorni della settimana.

| | Monday | Wednesday | Friday |
|----------|--------|-----------|--------|
| risp.tot | 51 | 47 | 41 |
| perc | 36.70% | 33.80% | 29.50% |

Tabella 31: Risposte per giorni della settimana.

Il numero di partecipanti è abbastanza bilanciato per tutti i giorni della settimana presi in esame. Successivamente si guardano quindi due grafici uno relativo alle medie per giorno della settimana e uno relativo alle medie per giorno di partecipazione al sondaggio.

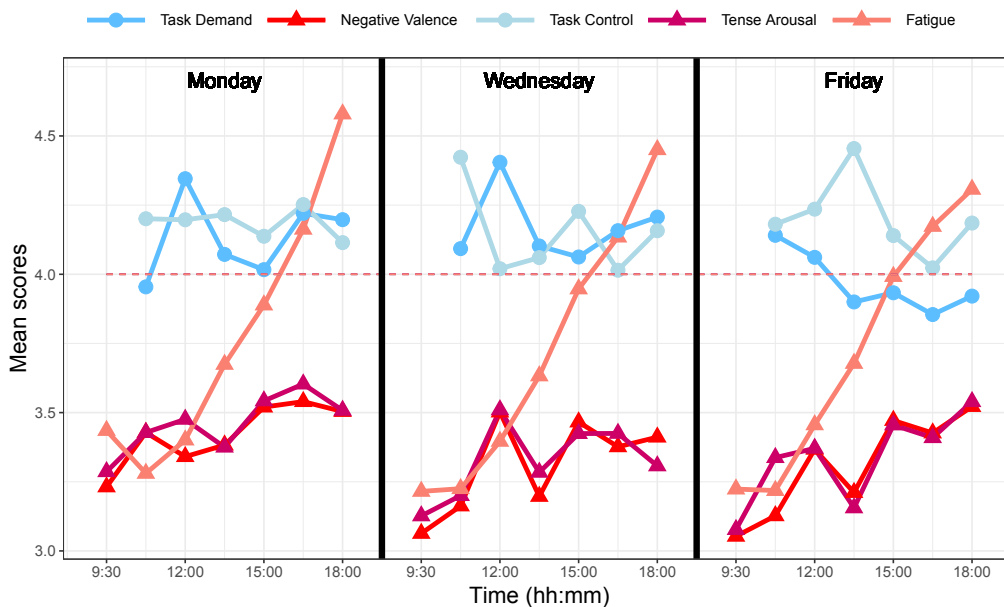


Figura 11: Medie giornaliere.

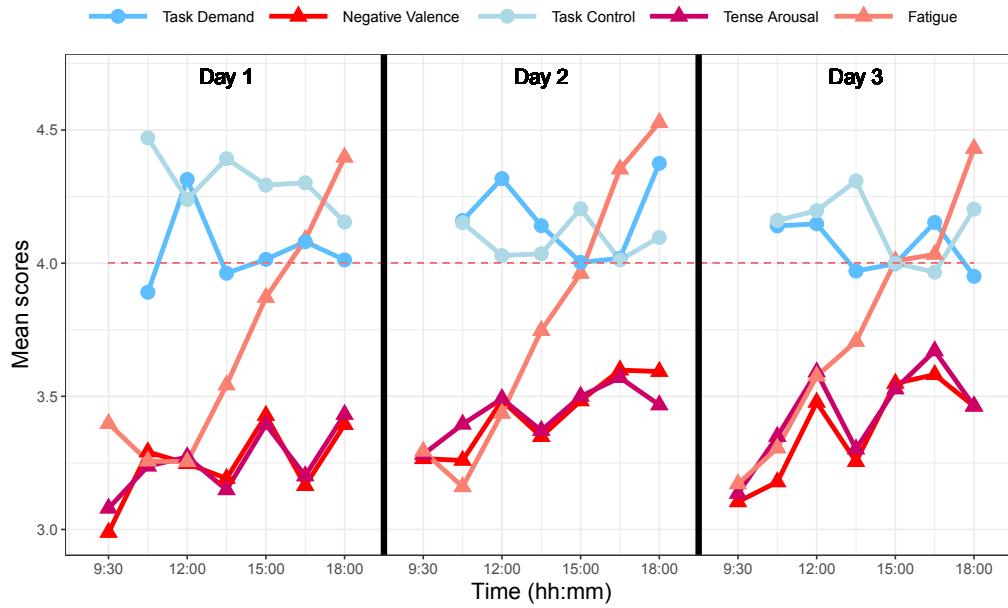


Figura 12: Medie per tentativo.

Per concludere si guardano i grafici delle rispettive variabili nel tempo, stimando le variabili TD, TC, e Mood per le variabili categoriali dei diversi giorni di risposta, diverse occasioni, numero di sondaggi e numero di sondaggi del primo giorno. I modelli a effetti misti risultano avere buoni indici di adattamento. Si valuta l'importanza di ciascun fattore temporale aggiunto, controllando le stime dei fattori associati che risultano avere sostanziali differenze nella prima fase. Vengono presi in considerazione i fattori aggiuntivi che generano un aumento del $AICw > 0.5$ per i modelli successivi.

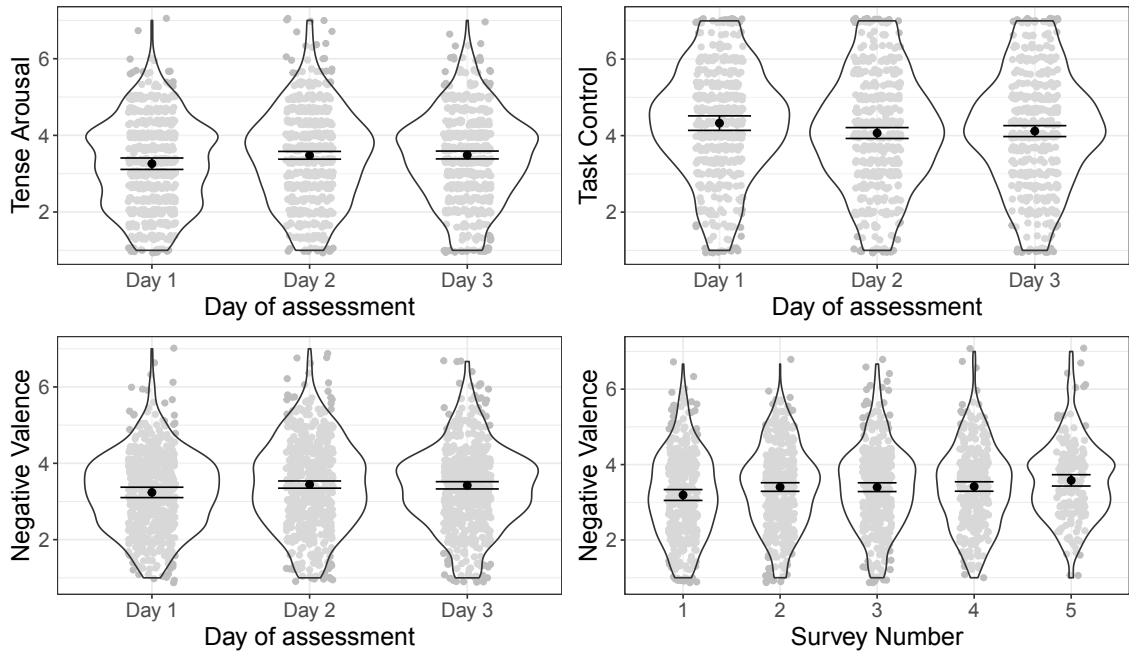


Figura 13: Stime delle variabili in diverse occasioni e numero di sondaggi.

Per quanto riguarda la variabile TC (in alto a sinistra) si può notare che a seconda del giorno di partecipazione cambia in maniera significativa il controllo sulle diverse attività da svolgere. Rispetto a NV (i due grafici in basso) si possono notare differenze significative nella valenza negativa dei partecipanti tra giorni di partecipazione (a destra) e numero di questionari a cui si è risposto (a sinistra), un trend un po' più marcato quando si considera solo il primo giorno. Infine per TA (in alto a destra), si evidenzia che lo stato di attivazione varia significativamente tra i giorni di partecipazione.

5.1 Modelli cambiamento modalità di lavoro

Infine si suddividono le variabili categoriali in tutte le tipologie, modalità e strumenti utilizzati per il lavoro, si è analizzato attraverso i modelli ad effetti fissi il potenziale cambiamento delle variabili prese in esame a seconda delle varie variabili categoriali.

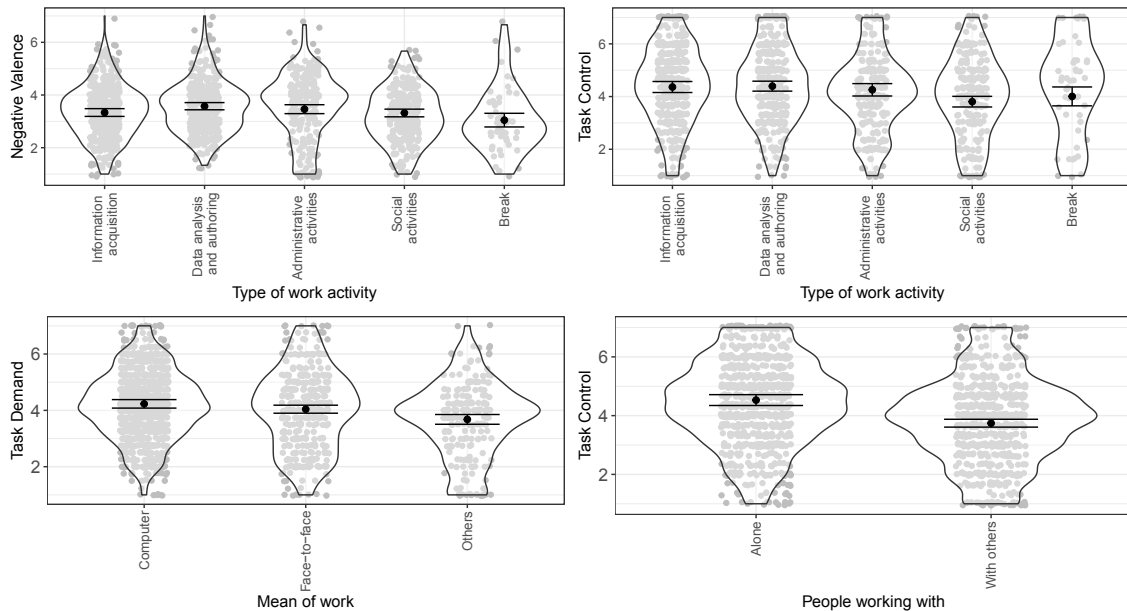


Figura 14: Principali differenze variabili in varie condizioni di lavoro.

Analizzando la variabile Task Demand (in basso a sinistra) si può notare che la quantità di lavoro richiesta agli intervistati risulta essere maggiore quando si lavora al computer. Per quanto riguarda la variabile Task Control (colonna di destra) si può notare che i partecipanti hanno maggiore controllo del proprio lavoro quando lavorano al computer o da soli, mentre poco controllo quanto le attività lavorative coinvolgono altre persone. Si osservano differenze anche per Negative Valence (in alto a sinistra), in cui si può notare che la valenza negativa relativa alle persone è più alta durante l'analisi di dati o la redazione di documenti mentre diminuisce nei momenti di pausa o in altre attività sociali.

Riferimenti bibliografici

- Avanzi, L., Balducci, C., & Fraccaroli, F. (2013). Contributo alla validazione italiana del Copenhagen Burnout Inventory (CBI). *Psicologia della salute*, (2013/2).
- Balducci, C., Fraccaroli, F., & Schaufeli, W. B. (2010). Psychometric properties of the Italian version of the Utrecht Work Engagement Scale (UWES-9). *European Journal of Psychological Assessment*.
- Barbaranelli, C., Fida, R., Gualandri, M., et al. (2013). Assessing counterproductive work behavior: A study on the dimensionality of CWB-Checklist. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 20(3), 1–15.
- Bolger, N., & Laurenceau, J.-P. (2013). *Intensive longitudinal methods: An introduction to diary and experience sampling research*. Guilford press.
- Cranford, J. A., Shrout, P. E., Iida, M., Rafaeli, E., Yip, T., & Bolger, N. (2006). A procedure for evaluating sensitivity to within-person change: Can mood measures in diary studies detect change reliably? *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32(7), 917–929.
- Geldhof, G. J., Preacher, K. J., & Zyphur, M. J. (2014). Reliability estimation in a multilevel confirmatory factor analysis framework. *Psychological methods*, 19(1), 72.
- Guglielmi, D., Simbula, S., Vignoli, M., Bruni, I., Depolo, M., Bonfiglioli, R., Tabanelli, M. C., & Violante, F. S. (2013). Solving a methodological challenge in work stress evaluation with the Stress Assessment and Research Toolkit (StART): a study protocol. *Journal of Occupational Medicine and Toxicology*, 8(1), 18.
- Hox, J. J. (2010). *Multilevel analysis: Techniques and applications*.
- Jak, S., & Jorgensen, T. D. (2017). Relating measurement invariance, cross-level invariance, and multilevel reliability. *Frontiers in psychology*, 8, 1640.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Scientific Software International.
- Kamarck, T. W., Janicki, D. L., Shiffman, S., Polk, D. E., Muldoon, M. F., Liebenauer, L. L., & Schwartz, J. E. (2002). Psychosocial demands and ambulatory

- blood pressure: a field assessment approach. *Physiology & Behavior*, *77*(4-5), 699–704.
- Karasek, R., Brisson, C., Kawakami, N., Houtman, I., Bongers, P., & Amick, B. (1998). The Job Content Questionnaire (JCQ): an instrument for internationally comparative assessments of psychosocial job characteristics. *Journal of occupational health psychology*, *3*(4), 322.
- Kolenikov, S., & Bollen, K. A. (2012). Testing negative error variances: Is a Heywood case a symptom of misspecification? *Sociological Methods & Research*, *41*(1), 124–167.
- Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsen, E., & Christensen, K. B. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work & stress*, *19*(3), 192–207.
- Menghini, L., Pastore, M., & Balducci, C. (2022). Workplace stress in real time. *European Journal of Psychological Assessment*.
- Muthén, B. O. (1994). Multilevel covariance structure analysis. *Sociological methods & research*, *22*(3), 376–398.
- Rindskopf, D. (1984). Structural equation models: Empirical identification, Heywood cases, and related problems. *Sociological Methods & Research*, *13*(1), 109–119.
- Robinson, M. A. (2010). Work sampling: Methodological advances and new applications. *Human factors and ergonomics in manufacturing & service industries*, *20*(1), 42–60.
- Semmer, N., Zapf, D., & Dunckel, H. (1995). Assessing stress at work: A framework and an instrument. *Work and health: Scientific basis of progress in the working environment*, 105–113.
- Spector, P. E., & Jex, S. M. (1998). Development of four self-report measures of job stressors and strain: interpersonal conflict at work scale, organizational constraints scale, quantitative workload inventory, and physical symptoms inventory. *Journal of occupational health psychology*, *3*(4), 356.

- Stapleton, L. M., Yang, J. S., & Hancock, G. R. (2016). Construct meaning in multilevel settings. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 41*(5), 481–520.
- Tabanelli, M. C., Depolo, M., Cooke, R. M., Sarchielli, G., Bonfiglioli, R., Mattioli, S., & Violante, F. S. (2008). Available instruments for measurement of psychosocial factors in the work environment. *International archives of occupational and environmental health, 82*(1), 1–12.
- Thorsen, S. V., & Bjorner, J. B. (2010). Reliability of the Copenhagen psychosocial questionnaire. *Scandinavian journal of public health, 38*(3-suppl), 25–32.
- Van Driel, O. P. (1978). On various causes of improper solutions in maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 43*(2), 225–243.
- Wilhelm, P., & Schoebi, D. (2007). Assessing mood in daily life. *European Journal of Psychological Assessment, 23*(4), 258–267.

Ringraziamenti

Desidero ringraziare il mio relatore il professor Finos per la fiducia che ha posto in me, soprattutto per il corso che ho seguito con lui i cui argomenti sono alla base di questa tesi. Mi sono sentito molto stimolato a dare il mio meglio nell'ampia indipendenza che mi ha dato.

Desidero ringraziare anche il dott. Luca Menghini per la sua disponibilità sia nello spiegare il suo lavoro sia nella condivisione dei materiali.

A Analisi esplorative

A.1 Varianze covarianze

| | d1 | d2 | d3 | d4 |
|----|------|------|------|------|
| d1 | 1.28 | 0.85 | 0.70 | 0.90 |
| d2 | 0.85 | 1.57 | 0.86 | 0.96 |
| d3 | 0.70 | 0.86 | 1.91 | 0.86 |
| d4 | 0.90 | 0.96 | 0.86 | 1.48 |

Tabella 32: Varianze e covarianze TD.

| | c1 | c2 | c3 |
|----|------|------|------|
| c1 | 2.15 | 1.01 | 0.90 |
| c2 | 1.01 | 1.92 | 0.97 |
| c3 | 0.90 | 0.97 | 1.84 |

Tabella 33: Varianze e covarianze TC.

| | v1 | v2 | v3 | t1 | t2 | t3 | f1 | f2 | f3 |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| v1 | 1.09 | 0.41 | 0.57 | 0.58 | 0.44 | 0.53 | 0.48 | 0.37 | 0.38 |
| v2 | 0.41 | 1.08 | 0.45 | 0.46 | 0.30 | 0.37 | 0.30 | 0.35 | 0.28 |
| v3 | 0.57 | 0.45 | 0.98 | 0.46 | 0.42 | 0.58 | 0.45 | 0.36 | 0.43 |
| t1 | 0.58 | 0.46 | 0.46 | 1.46 | 0.55 | 0.57 | 0.30 | 0.28 | 0.34 |
| t2 | 0.44 | 0.30 | 0.42 | 0.55 | 1.02 | 0.57 | 0.23 | 0.16 | 0.27 |
| t3 | 0.53 | 0.37 | 0.58 | 0.57 | 0.57 | 1.04 | 0.32 | 0.26 | 0.43 |
| f1 | 0.48 | 0.30 | 0.45 | 0.30 | 0.23 | 0.32 | 1.47 | 0.78 | 0.88 |
| f2 | 0.37 | 0.35 | 0.36 | 0.28 | 0.16 | 0.26 | 0.78 | 1.40 | 0.64 |
| f3 | 0.38 | 0.28 | 0.43 | 0.34 | 0.27 | 0.43 | 0.88 | 0.64 | 1.26 |

Tabella 34: Varianze e covarianze Mood.

B Stime e punti rilevanti dei modelli

B.1 Stime modelli per livello 1

| lhs | op | rhs | est.std | se | z | pvalue | ci.lower | ci.upper |
|-----|----|-----|---------|------|-------|--------|----------|----------|
| TD | =~ | d1 | 0.78 | 0.01 | 58.07 | 0.00 | 0.75 | 0.80 |
| TD | =~ | d2 | 0.77 | 0.01 | 56.84 | 0.00 | 0.74 | 0.80 |
| TD | =~ | d3 | 0.61 | 0.02 | 33.47 | 0.00 | 0.58 | 0.65 |
| TD | =~ | d4 | 0.83 | 0.01 | 68.22 | 0.00 | 0.80 | 0.85 |

Tabella 35: Loadings Standardizzati TD.

| lhs | op | rhs | est.std | se | z | pvalue | ci.lower | ci.upper |
|-----|----|-----|---------|------|-------|--------|----------|----------|
| TC | =~ | c1 | 0.66 | 0.02 | 31.70 | 0.00 | 0.62 | 0.70 |
| TC | =~ | c2 | 0.75 | 0.02 | 36.48 | 0.00 | 0.71 | 0.79 |
| TC | =~ | c3 | 0.69 | 0.02 | 33.15 | 0.00 | 0.65 | 0.73 |

Tabella 36: Loadings Standardizzati TC.

| lhs | op | rhs | est.std | se | z | pvalue | ci.lower | ci.upper |
|------|----|-----|---------|------|-------|--------|----------|----------|
| Mood | =~ | v1 | 0.71 | 0.02 | 46.25 | 0.00 | 0.68 | 0.74 |
| Mood | =~ | v2 | 0.53 | 0.02 | 26.26 | 0.00 | 0.49 | 0.57 |
| Mood | =~ | v3 | 0.74 | 0.01 | 52.94 | 0.00 | 0.72 | 0.77 |
| Mood | =~ | t1 | 0.58 | 0.02 | 30.69 | 0.00 | 0.55 | 0.62 |
| Mood | =~ | t2 | 0.59 | 0.02 | 30.90 | 0.00 | 0.55 | 0.62 |
| Mood | =~ | t3 | 0.72 | 0.01 | 47.86 | 0.00 | 0.69 | 0.75 |
| Mood | =~ | f1 | 0.54 | 0.02 | 26.47 | 0.00 | 0.50 | 0.58 |
| Mood | =~ | f2 | 0.46 | 0.02 | 20.84 | 0.00 | 0.42 | 0.50 |
| Mood | =~ | f3 | 0.57 | 0.02 | 29.09 | 0.00 | 0.53 | 0.60 |

Tabella 37: Loadings Standardizzati Mood.

B.2 Stime loadings modelli multilevel

| lhs | op | rhs | est.std | se | ci.lower | ci.upper |
|------|----|-----|---------|------|----------|----------|
| TD_W | =~ | d1 | 0.78 | 0.01 | 0.75 | 0.80 |
| TD_W | =~ | d2 | 0.77 | 0.01 | 0.74 | 0.80 |
| TD_W | =~ | d3 | 0.61 | 0.02 | 0.57 | 0.65 |
| TD_W | =~ | d4 | 0.83 | 0.01 | 0.80 | 0.85 |
| TD_B | =~ | d1 | 0.96 | 0.01 | 0.94 | 0.99 |
| TD_B | =~ | d2 | 0.93 | 0.02 | 0.89 | 0.96 |
| TD_B | =~ | d3 | 0.62 | 0.06 | 0.49 | 0.74 |
| TD_B | =~ | d4 | 0.99 | 0.01 | 0.97 | 1.01 |

Tabella 38: Stime loadings standardizzati modello multilevel per TD.

| lhs | op | rhs | est.std | se | ci.lower | ci.upper |
|------|----|-----|---------|------|----------|----------|
| TC_W | =~ | c1 | 0.66 | 0.02 | 0.62 | 0.71 |
| TC_W | =~ | c2 | 0.75 | 0.02 | 0.71 | 0.79 |
| TC_W | =~ | c3 | 0.69 | 0.02 | 0.64 | 0.73 |
| TC_B | =~ | c1 | 0.63 | 0.06 | 0.51 | 0.75 |
| TC_B | =~ | c2 | 0.88 | 0.04 | 0.80 | 0.95 |
| TC_B | =~ | c3 | 1.05 | 0.04 | 0.98 | 1.13 |

Tabella 39: Stime modello multilevel per TC.

| lhs | op | rhs | est.std | se | ci.lower | ci.upper |
|------|----|-----|---------|------|----------|----------|
| NV_w | =~ | v1 | 0.72 | 0.02 | 0.69 | 0.76 |
| NV_w | =~ | v2 | 0.55 | 0.02 | 0.50 | 0.59 |
| NV_w | =~ | v3 | 0.77 | 0.02 | 0.74 | 0.80 |
| TA_w | =~ | t1 | 0.62 | 0.02 | 0.58 | 0.66 |
| TA_w | =~ | t2 | 0.68 | 0.02 | 0.64 | 0.71 |
| TA_w | =~ | t3 | 0.79 | 0.02 | 0.76 | 0.83 |
| FA_w | =~ | f1 | 0.83 | 0.01 | 0.81 | 0.86 |
| FA_w | =~ | f2 | 0.65 | 0.02 | 0.61 | 0.69 |
| FA_w | =~ | f3 | 0.77 | 0.02 | 0.74 | 0.80 |
| NV_b | =~ | v1 | 0.91 | 0.02 | 0.87 | 0.96 |
| NV_b | =~ | v2 | 0.85 | 0.03 | 0.78 | 0.92 |
| NV_b | =~ | v3 | 0.98 | 0.01 | 0.96 | 1.01 |
| TA_b | =~ | t1 | 0.86 | 0.03 | 0.80 | 0.92 |
| TA_b | =~ | t2 | 0.98 | 0.01 | 0.96 | 1.00 |
| TA_b | =~ | t3 | 1.01 | 0.01 | 0.99 | 1.03 |
| FA_b | =~ | f1 | 0.96 | 0.02 | 0.92 | 1.00 |
| FA_b | =~ | f2 | 0.85 | 0.04 | 0.78 | 0.93 |
| FA_b | =~ | f3 | 0.96 | 0.02 | 0.92 | 1.00 |

Tabella 40: Stime modello multilevel per Mood 3x3.

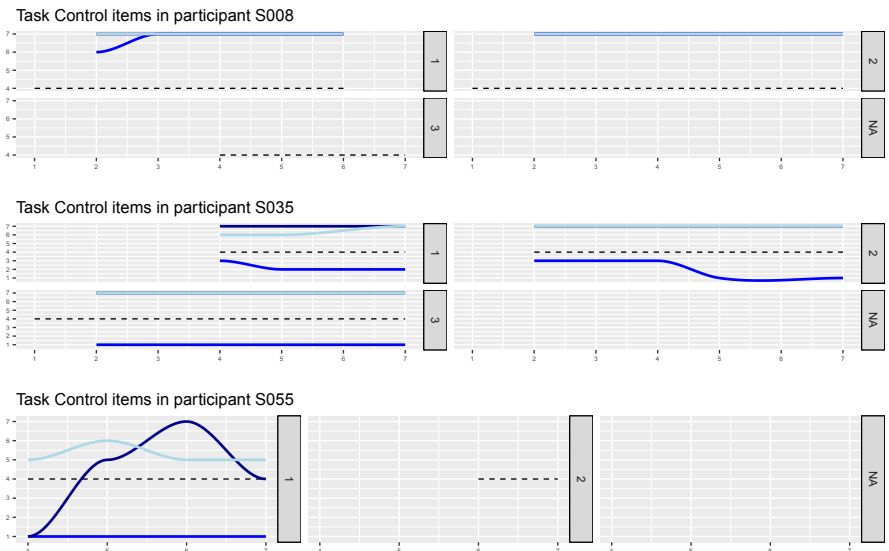


Figura 16: Distribuzioni risposte individui che non presentano variabilità intraindividuale per TD.

B.3 Grafici punti senza variabilità intraindividuale

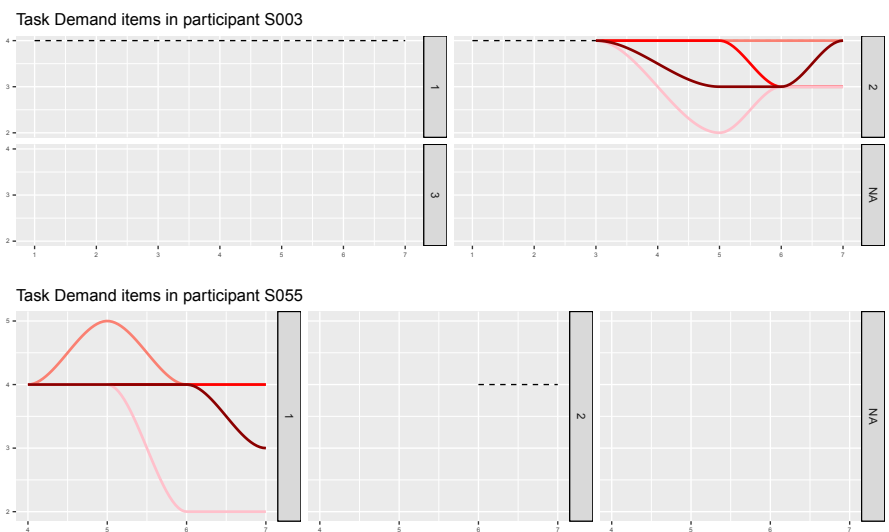


Figura 15: Distribuzioni risposte individui che non presentano variabilità intraindividuale per TD.

B.4 Altre strutture di modelli multilevel per Mood e casi di Heywood

– Modello 3x2

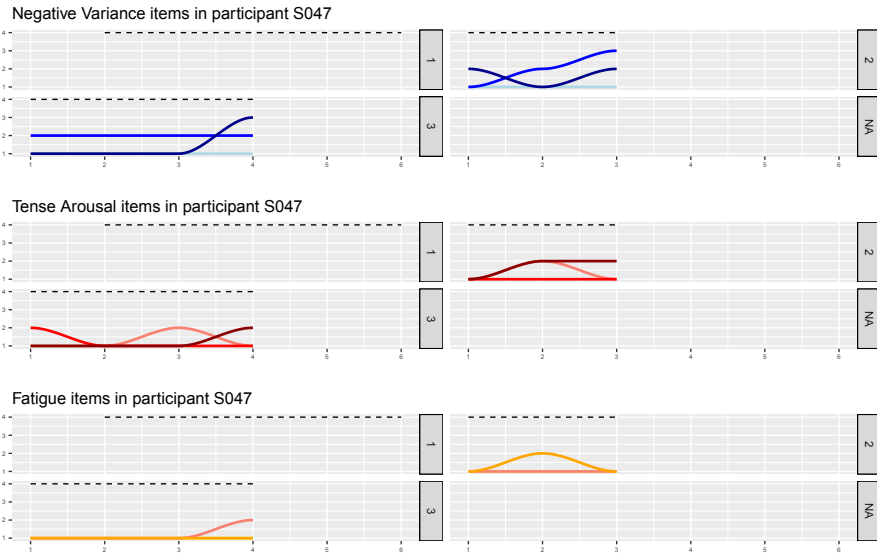
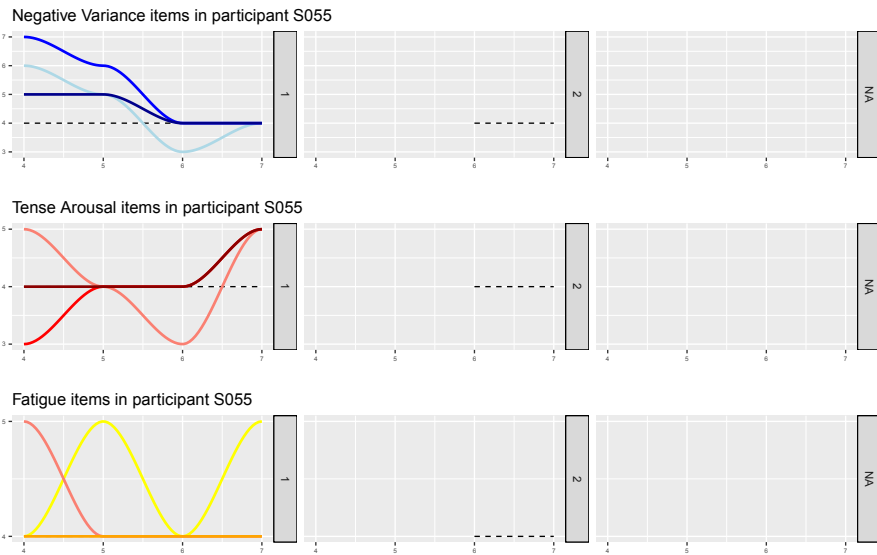
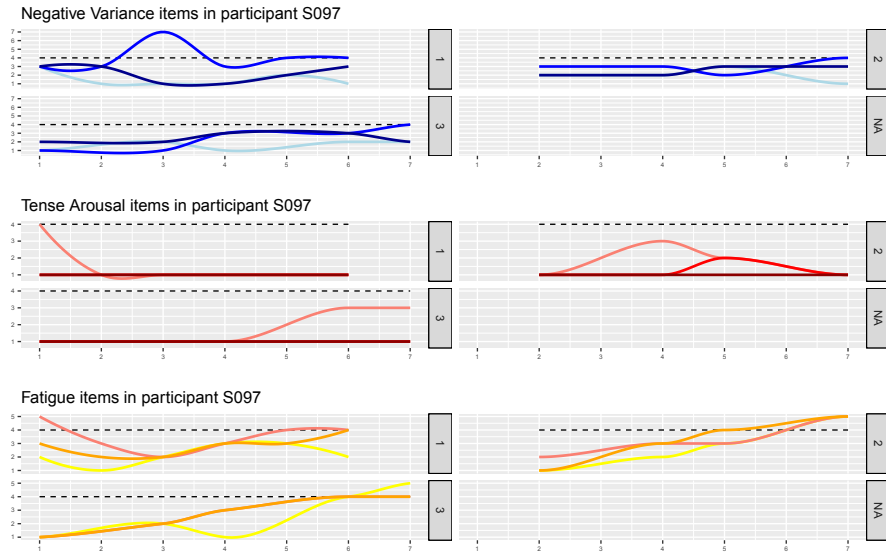


Figura 17: Distribuzioni risposte individui che non presentano variabilità intraindividuale per Mood.





| lhs | op | rhs | block | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|-----------|----|-----|-------|-------|------|------|----------|----------|
| NV_w | =~ | v1 | 1 | 1 | 0.76 | 0.03 | 0.71 | 0.81 |
| NV_w | =~ | v2 | 1 | 1 | 0.57 | 0.03 | 0.52 | 0.63 |
| NV_w | =~ | v3 | 1 | 1 | 0.77 | 0.02 | 0.72 | 0.82 |
| TA_w | =~ | t1 | 1 | 1 | 0.75 | 0.03 | 0.69 | 0.82 |
| TA_w | =~ | t2 | 1 | 1 | 0.69 | 0.03 | 0.64 | 0.74 |
| TA_w | =~ | t3 | 1 | 1 | 0.81 | 0.03 | 0.76 | 0.87 |
| FA_w | =~ | f1 | 1 | 1 | 1.02 | 0.03 | 0.96 | 1.08 |
| FA_w | =~ | f2 | 1 | 1 | 0.77 | 0.03 | 0.71 | 0.83 |
| FA_w | =~ | f3 | 1 | 1 | 0.86 | 0.03 | 0.81 | 0.92 |
| NegTone_b | =~ | v1 | 2 | 2 | 0.63 | 0.06 | 0.52 | 0.74 |
| NegTone_b | =~ | v2 | 2 | 2 | 0.57 | 0.06 | 0.45 | 0.68 |
| NegTone_b | =~ | v3 | 2 | 2 | 0.72 | 0.06 | 0.61 | 0.83 |
| NegTone_b | =~ | t1 | 2 | 2 | 0.64 | 0.06 | 0.52 | 0.75 |
| NegTone_b | =~ | t2 | 2 | 2 | 0.81 | 0.06 | 0.69 | 0.92 |
| NegTone_b | =~ | t3 | 2 | 2 | 0.84 | 0.06 | 0.73 | 0.96 |
| FA_b | =~ | f1 | 2 | 2 | 0.71 | 0.06 | 0.59 | 0.83 |
| FA_b | =~ | f2 | 2 | 2 | 0.52 | 0.06 | 0.41 | 0.63 |
| FA_b | =~ | f3 | 2 | 2 | 0.66 | 0.05 | 0.56 | 0.77 |

Tabella 41: Stime modello multilevel per Mood 3x2.

– Modello 2x3

| lhs | op | rhs | block | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|-----------|----|-----|-------|-------|------|------|----------|----------|
| NegTone_w | =~ | v1 | 1 | 1 | 0.74 | 0.03 | 0.69 | 0.79 |
| NegTone_w | =~ | v2 | 1 | 1 | 0.56 | 0.03 | 0.50 | 0.61 |
| NegTone_w | =~ | v3 | 1 | 1 | 0.74 | 0.02 | 0.69 | 0.79 |
| NegTone_w | =~ | t1 | 1 | 1 | 0.74 | 0.03 | 0.67 | 0.80 |
| NegTone_w | =~ | t2 | 1 | 1 | 0.63 | 0.03 | 0.58 | 0.68 |
| NegTone_w | =~ | t3 | 1 | 1 | 0.76 | 0.03 | 0.71 | 0.81 |
| FA_w | =~ | f1 | 1 | 1 | 1.00 | 0.03 | 0.94 | 1.06 |
| FA_w | =~ | f2 | 1 | 1 | 0.76 | 0.03 | 0.70 | 0.82 |
| FA_w | =~ | f3 | 1 | 1 | 0.88 | 0.03 | 0.82 | 0.93 |
| NV_b | =~ | v1 | 2 | 2 | 0.65 | 0.06 | 0.54 | 0.76 |
| NV_b | =~ | v2 | 2 | 2 | 0.61 | 0.06 | 0.49 | 0.72 |
| NV_b | =~ | v3 | 2 | 2 | 0.77 | 0.06 | 0.66 | 0.88 |
| TA_b | =~ | t1 | 2 | 2 | 0.63 | 0.06 | 0.51 | 0.74 |
| TA_b | =~ | t2 | 2 | 2 | 0.81 | 0.06 | 0.70 | 0.93 |
| TA_b | =~ | t3 | 2 | 2 | 0.86 | 0.06 | 0.75 | 0.97 |
| FA_b | =~ | f1 | 2 | 2 | 0.73 | 0.06 | 0.62 | 0.85 |
| FA_b | =~ | f2 | 2 | 2 | 0.54 | 0.06 | 0.43 | 0.65 |
| FA_b | =~ | f3 | 2 | 2 | 0.66 | 0.05 | 0.56 | 0.77 |

Tabella 42: Stime modello multilevel per Mood 2x3.

– Modello 2x2

| lhs | op | rhs | block | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|-----------|----|-----|-------|-------|------|------|----------|----------|
| NegTone_w | =~ | v1 | 1 | 1 | 0.75 | 0.03 | 0.69 | 0.80 |
| NegTone_w | =~ | v2 | 1 | 1 | 0.56 | 0.03 | 0.51 | 0.62 |
| NegTone_w | =~ | v3 | 1 | 1 | 0.74 | 0.02 | 0.70 | 0.79 |
| NegTone_w | =~ | t1 | 1 | 1 | 0.74 | 0.03 | 0.67 | 0.80 |
| NegTone_w | =~ | t2 | 1 | 1 | 0.63 | 0.03 | 0.58 | 0.68 |
| NegTone_w | =~ | t3 | 1 | 1 | 0.76 | 0.03 | 0.71 | 0.81 |
| FA_w | =~ | f1 | 1 | 1 | 1.00 | 0.03 | 0.94 | 1.06 |
| FA_w | =~ | f2 | 1 | 1 | 0.76 | 0.03 | 0.70 | 0.83 |
| FA_w | =~ | f3 | 1 | 1 | 0.88 | 0.03 | 0.82 | 0.93 |
| NegTone_b | =~ | v1 | 2 | 2 | 0.62 | 0.06 | 0.51 | 0.73 |
| NegTone_b | =~ | v2 | 2 | 2 | 0.56 | 0.06 | 0.44 | 0.68 |
| NegTone_b | =~ | v3 | 2 | 2 | 0.71 | 0.06 | 0.60 | 0.83 |
| NegTone_b | =~ | t1 | 2 | 2 | 0.64 | 0.06 | 0.52 | 0.75 |
| NegTone_b | =~ | t2 | 2 | 2 | 0.81 | 0.06 | 0.70 | 0.93 |
| NegTone_b | =~ | t3 | 2 | 2 | 0.85 | 0.06 | 0.73 | 0.96 |
| FA_b | =~ | f1 | 2 | 2 | 0.72 | 0.06 | 0.60 | 0.84 |
| FA_b | =~ | f2 | 2 | 2 | 0.53 | 0.06 | 0.42 | 0.64 |
| FA_b | =~ | f3 | 2 | 2 | 0.66 | 0.05 | 0.56 | 0.77 |

Tabella 43: Stime modello multilevel per Mood 2x2.

| lhs | level | est | se | ci.lower | ci.upper |
|-----|-------|-------|------|----------|----------|
| v3 | 2 | 0.02 | 0.02 | -0.01 | 0.05 |
| t2 | 2 | 0.02 | 0.01 | -0.01 | 0.05 |
| t3 | 2 | -0.02 | 0.01 | -0.04 | 0.00 |
| f1 | 2 | 0.04 | 0.02 | -0.00 | 0.08 |

Tabella 44: Casi di Heywood nel modello multilevel per Mood m2x3.

B.5 Grafici punti eliminati per casi Heywood

- TC

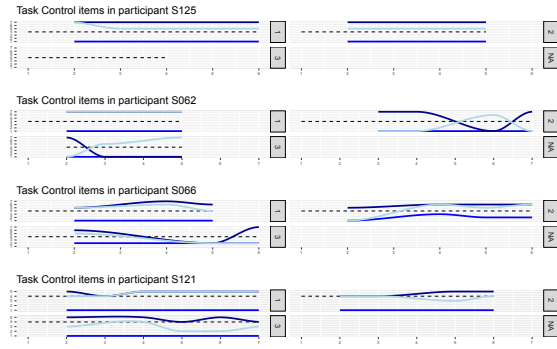
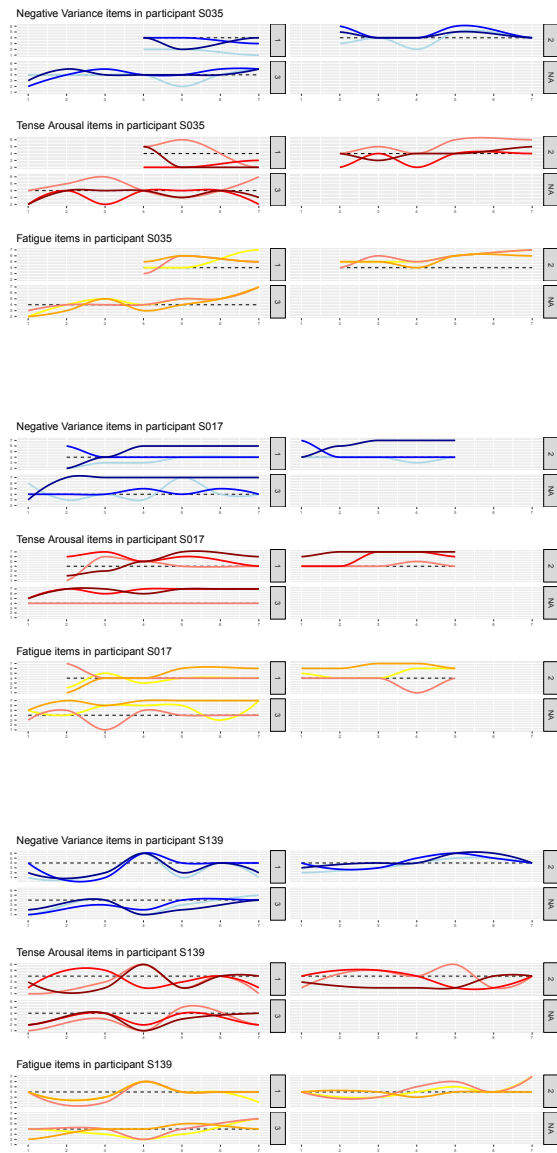


Figura 18: Distribuzione punti TC.

– Mood 3x3



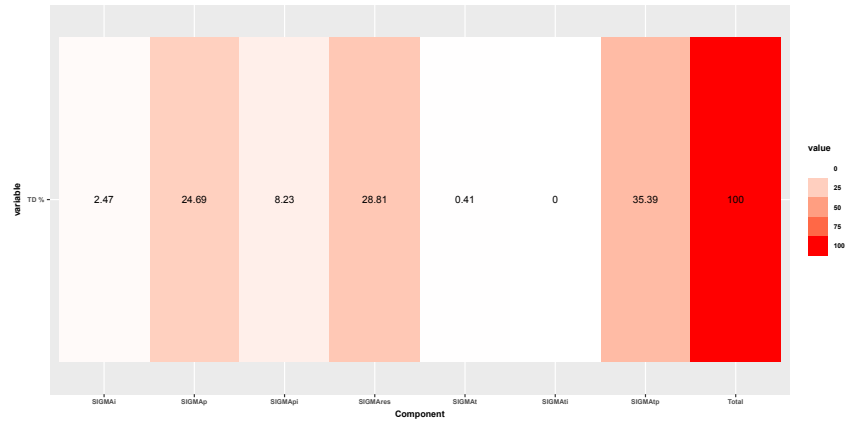
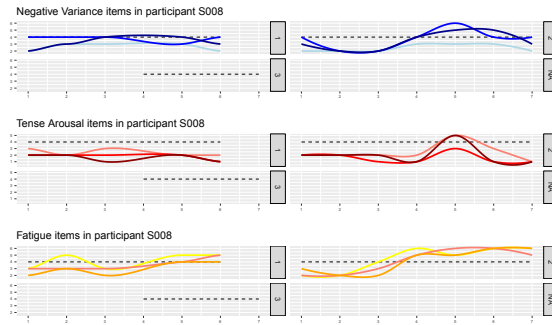
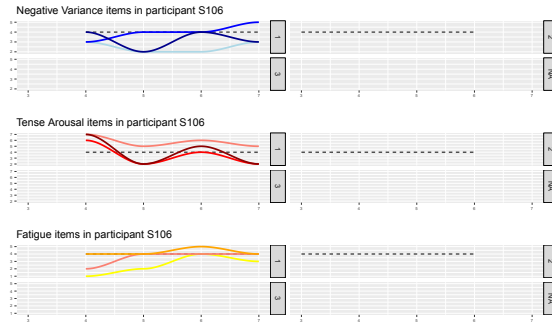


Figura 19: Composizione varianza TD.



- M3x3 weak Inv (oltre ai precedenti)



B.6 Risultati affidabilità

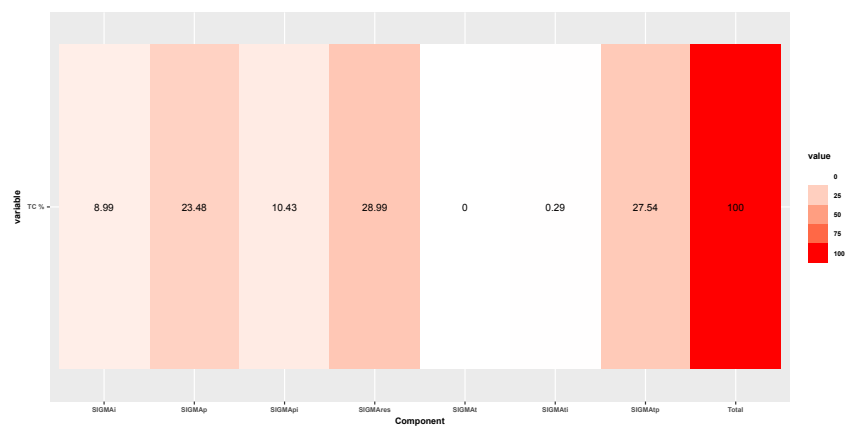


Figura 20: Composizione varianza TC.

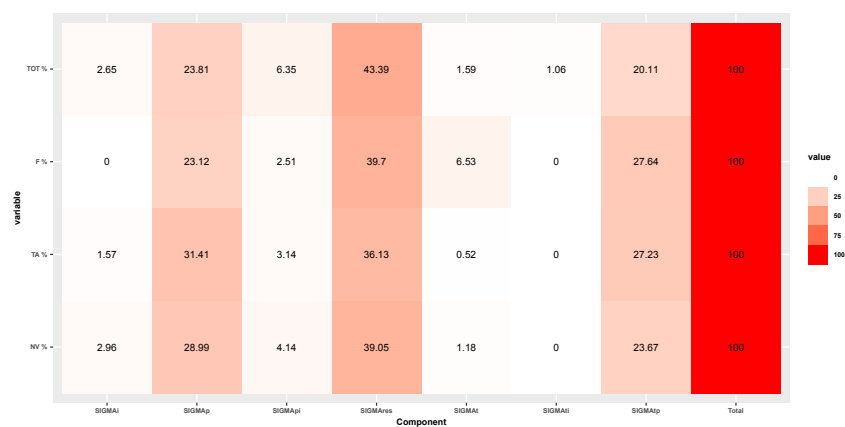


Figura 21: Composizione varianza Mood.